This is a digital copy of a book that was preserved for generations on library shelves before it was carefully scanned by Google as part of a project to make the world's books discoverable online.

It has survived long enough for the copyright to expire and the book to enter the public domain. A public domain book is one that was never subject to copyright or whose legal copyright term has expired. Whether a book is in the public domain may vary country to country. Public domain books are our gateways to the past, representing a wealth of history, culture and knowledge that's often difficult to discover.

Marks, notations and other marginalia present in the original volume will appear in this file - a reminder of this book's long journey from the publisher to a library and finally to you.

Usage guidelines

Google is proud to partner with libraries to digitize public domain materials and make them widely accessible. Public domain books belong to the public and we are merely their custodians. Nevertheless, this work is expensive, so in order to keep providing this resource, we have taken steps to prevent abuse by commercial parties, including placing technical restrictions on automated querying.

We also ask that you:

+ *Make non-commercial use of the files* We designed Google Book Search for use by individuals, and we request that you use these files for personal, non-commercial purposes.
+ *Refrain from automated querying* Do not send automated queries of any sort to Google's system: If you are conducting research on machine translation, optical character recognition or other areas where access to a large amount of text is helpful, please contact us. We encourage the use of public domain materials for these purposes and may be able to help.
+ *Maintain attribution* The Google "watermark" you see on each file is essential for informing people about this project and helping them find additional materials through Google Book Search. Please do not remove it.
+ *Keep it legal* Whatever your use, remember that you are responsible for ensuring that what you are doing is legal. Do not assume that just because we believe a book is in the public domain for users in the United States, that the work is also in the public domain for users in other countries. Whether a book is still in copyright varies from country to country, and we can't offer guidance on whether any specific use of any specific book is allowed. Please do not assume that a book's appearance in Google Book Search means it can be used in any manner anywhere in the world. Copyright infringement liability can be quite severe.

About Google Book Search

Google's mission is to organize the world's information and to make it universally accessible and useful. Google Book Search helps readers discover the world's books while helping authors and publishers reach new audiences. You can search through the full text of this book on the web at `http://books.google.com/`

A propos de ce livre

Ceci est une copie numérique d'un ouvrage conservé depuis des générations dans les rayonnages d'une bibliothèque avant d'être numérisé avec précaution par Google dans le cadre d'un projet visant à permettre aux internautes de découvrir l'ensemble du patrimoine littéraire mondial en ligne.

Ce livre étant relativement ancien, il n'est plus protégé par la loi sur les droits d'auteur et appartient à présent au domaine public. L'expression "appartenir au domaine public" signifie que le livre en question n'a jamais été soumis aux droits d'auteur ou que ses droits légaux sont arrivés à expiration. Les conditions requises pour qu'un livre tombe dans le domaine public peuvent varier d'un pays à l'autre. Les livres libres de droit sont autant de liens avec le passé. Ils sont les témoins de la richesse de notre histoire, de notre patrimoine culturel et de la connaissance humaine et sont trop souvent difficilement accessibles au public.

Les notes de bas de page et autres annotations en marge du texte présentes dans le volume original sont reprises dans ce fichier, comme un souvenir du long chemin parcouru par l'ouvrage depuis la maison d'édition en passant par la bibliothèque pour finalement se retrouver entre vos mains.

Consignes d'utilisation

Google est fier de travailler en partenariat avec des bibliothèques à la numérisation des ouvrages appartenant au domaine public et de les rendre ainsi accessibles à tous. Ces livres sont en effet la propriété de tous et de toutes et nous sommes tout simplement les gardiens de ce patrimoine. Il s'agit toutefois d'un projet coûteux. Par conséquent et en vue de poursuivre la diffusion de ces ressources inépuisables, nous avons pris les dispositions nécessaires afin de prévenir les éventuels abus auxquels pourraient se livrer des sites marchands tiers, notamment en instaurant des contraintes techniques relatives aux requêtes automatisées.

Nous vous demandons également de:

+ *Ne pas utiliser les fichiers à des fins commerciales* Nous avons conçu le programme Google Recherche de Livres à l'usage des particuliers. Nous vous demandons donc d'utiliser uniquement ces fichiers à des fins personnelles. Ils ne sauraient en effet être employés dans un quelconque but commercial.

+ *Ne pas procéder à des requêtes automatisées* N'envoyez aucune requête automatisée quelle qu'elle soit au système Google. Si vous effectuez des recherches concernant les logiciels de traduction, la reconnaissance optique de caractères ou tout autre domaine nécessitant de disposer d'importantes quantités de texte, n'hésitez pas à nous contacter. Nous encourageons pour la réalisation de ce type de travaux l'utilisation des ouvrages et documents appartenant au domaine public et serions heureux de vous être utile.

+ *Ne pas supprimer l'attribution* Le filigrane Google contenu dans chaque fichier est indispensable pour informer les internautes de notre projet et leur permettre d'accéder à davantage de documents par l'intermédiaire du Programme Google Recherche de Livres. Ne le supprimez en aucun cas.

+ *Rester dans la légalité* Quelle que soit l'utilisation que vous comptez faire des fichiers, n'oubliez pas qu'il est de votre responsabilité de veiller à respecter la loi. Si un ouvrage appartient au domaine public américain, n'en déduisez pas pour autant qu'il en va de même dans les autres pays. La durée légale des droits d'auteur d'un livre varie d'un pays à l'autre. Nous ne sommes donc pas en mesure de répertorier les ouvrages dont l'utilisation est autorisée et ceux dont elle ne l'est pas. Ne croyez pas que le simple fait d'afficher un livre sur Google Recherche de Livres signifie que celui-ci peut être utilisé de quelque façon que ce soit dans le monde entier. La condamnation à laquelle vous vous exposeriez en cas de violation des droits d'auteur peut être sévère.

À propos du service Google Recherche de Livres

En favorisant la recherche et l'accès à un nombre croissant de livres disponibles dans de nombreuses langues, dont le français, Google souhaite contribuer à promouvoir la diversité culturelle grâce à Google Recherche de Livres. En effet, le Programme Google Recherche de Livres permet aux internautes de découvrir le patrimoine littéraire mondial, tout en aidant les auteurs et les éditeurs à élargir leur public. Vous pouvez effectuer des recherches en ligne dans le texte intégral de cet ouvrage à l'adresse `http://books.google.com`

NYPL RESEARCH LIBRARIES
3433 06909483 1

OFX
Lo[illegible]

TRAITÉ ÉLÉMENTAIRE

DU

CALCUL DES PROBABILITÉS,

PAR S.-F. LACROIX.

QUATRIÈME ÉDITION.

PARIS,

MALLET-BACHELIER, IMPRIMEUR-LIBRAIRE

DE L'ÉCOLE IMPÉRIALE POLYTECHNIQUE, DU BUREAU DES LONGITUDES,

1861.

TRAITÉ ÉLÉMENTAIRE

DU

CALCUL DES PROBABILITÉS.

Par acte authentique entre Monsieur et Madame Lacroix, M. Bachelier, représenté aujourd'hui par M. Mallet-Bachelier, est *seul* propriétaire des *OEuvres* de S.-F. Lacroix, Membre de l'Institut.

L'Éditeur-Propriétaire de cet Ouvrage se réserve le droit de le traduire ou de le faire traduire en toutes les langues. Il poursuivra, en vertu des Lois, Décrets et Traités internationaux, toutes contrefaçons, soit du texte, soit des gravures, ou toutes traductions faites au mépris de ses droits.

Le dépôt légal de cet Ouvrage a été fait à Paris dans le cours de 1863, et toutes les formalités prescrites par les Traités sont remplies dans les divers États avec lesquels la France a conclu des conventions littéraires.

Tout exemplaire du présent Ouvrage qui ne porterait pas, comme ci-dessous, la signature de l'Éditeur-Propriétaire, sera réputé contrefait. Les mesures nécessaires seront prises pour atteindre, conformément à la loi, les fabricants et les débitants de ces exemplaires.

Mallet-Bachelier

PARIS. — IMPRIMERIE DE MALLET-BACHELIER,
Rue de Seine-Saint-Germain, 10, près l'Institut.

TRAITÉ ÉLÉMENTAIRE

DU

CALCUL DES PROBABILITÉS,

PAR S.-F. LACROIX.

Il ne faut pas recevoir les opinions de nos pères comme des enfants, par la seule raison que nos pères les ont eues.
(*Pensées de Marc-Aurèle*, trad. de Joly, ch. XIX, §. 29.)

QUATRIÈME ÉDITION.

PARIS,

MALLET-BACHELIER, IMPRIMEUR-LIBRAIRE
DE L'ÉCOLE IMPÉRIALE POLYTECHNIQUE, DU BUREAU DES LONGITUDES,
Quai des Augustins, 55.

1864

(L'Éditeur-Propriétaire de cet Ouvrage se réserve le droit de traduction.)

R. B. A.

218151B

AVERTISSEMENT.

Le Calcul des Probabilités, inventé par Pascal et Fermat, n'a pas cessé depuis d'exciter l'intérêt et d'exercer la sagacité de leurs plus illustres successeurs; mais les éléments de cette branche des Mathématiques appliquées sont restés bien en arrière de l'état de la science. Après quelques ouvrages superficiels ou incomplets, on ne trouve plus que des Mémoires académiques ou des Traités fondés sur les parties les plus élevées de l'Analyse; en sorte que, même avec des connaissances assez étendues dans les Mathématiques élémentaires, il faut encore se borner à croire sur parole la vérité des points fondamentaux de la théorie des probabilités, qui peut cependant s'établir d'une manière très-solide, par le seul secours des éléments d'Algèbre. C'est pour remplir cette lacune que j'ai rédigé le Traité que j'offre en ce moment au public. Dans le texte, je ne suppose presque rien au delà de ce que contiennent mes *Eléments d'Algèbre*. De plus, j'ai eu soin de mettre en évidence les énoncés des principes, et de multiplier les résumés, afin qu'on pût encore acquérir une idée de la théorie, indépendamment des formules algébriques. Enfin, pour rendre plus facile le passage de ce Traité à ceux où l'on a déployé toutes les ressources de l'Analyse transcendante, je l'ai

Deu. 1942

terminé par quelques Notes, où, partant des formules contenues dans mon *Traité élémentaire de Calcul différentiel et de Calcul intégral*, j'ai exposé les premières applications de ces calculs aux problèmes concernant les probabilités.

Les nombreuses citations que j'ai faites des écrits originaux donneront aux lecteurs les moyens de suivre la marche de cette doctrine depuis son invention, et d'en approfondir les détails et les applications aux sciences morales et politiques, applications dont j'ai indiqué les bases, et que j'ai tâché d'apprécier à leur juste valeur. Condorcet désirait que leur ensemble fît la matière de l'un des cours des Écoles publiques; et il en a donné deux excellents programmes, le premier à la suite de ses *Mémoires sur l'Instruction publique*, t. IX de ses *OEuvres*, p. 566, et le second dans le *Tableau général de la science qui a pour objet l'application du calcul aux sciences politiques et morales*, t. XXI de ses *OEuvres*, p. 237, ou *Éléments du Calcul des Probabilités*, p. 171.

TABLE DES MATIÈRES.

OBSERVATION. — Le plus grand nombre des articles indiqués dans cette Table se compose de ceux qui contiennent les énoncés des propositions fondamentales, ou des résumés dégagés des calculs algébriques; les autres articles sont distingués par un astérisque.

Pages.

Notions préliminaires sur le sens des mots certitude *et* probabilité..... 1

Ce que c'est que la *probabilité mathématique*..... 10
L'unité, symbole de la certitude..... 12
Sens du mot *probable*..... 12

SECTION PREMIÈRE.

DÉTERMINATION DE LA PROBABILITÉ, LORSQUE LE NOMBRE DES CHANCES DE CHAQUE ESPÈCE EST ASSIGNABLE ET PEUT SE DÉDUIRE A PRIORI DE L'ÉNONCÉ DE LA QUESTION..... 17

Ce que c'est que la *probabilité relative*..... 20
Ce que sont la *probabilité simple* et la *probabilité composée*. 22
Erreur qu'on peut commettre en confondant des chances qui ne sont pas également possibles..... 24

Détermination des probabilités dans les épreuves répétées des mêmes hasards..... 27

Erreur du chevalier de Méré et paradoxe avancé par d'Alembert..... 34
Événement composé le plus probable dans un nombre quelconque d'épreuves..... 41

Pages.

Probabilité toujours croissante dans les épreuves répétées, théorème de Jacques Bernoulli..... 49

Conséquences de la probabilité mathématique..... 57

Note sur l'expression *degré de certitude*..... 62
Sur l'effet de l'inégale possibilité des chances..... 64

* *Questions pour servir d'exemples de la détermination* à priori *des probabilités*..... 66

* Sur l'emploi du développement des puissances des polynômes, lorsqu'il y a plus de deux événements possibles à chaque épreuve..... 76

De la règle des paris et de l'espérance mathématique..... 94

Règle des paris..... 94
Convention fondamentale du jeu..... 96
Note sur le mot *parti*..... 97
Ce que c'est que l'*espérance mathématique*..... 99
Conséquence de l'inégalité dans les conditions du jeu..... 104
Valeur moyenne des gains et des pertes..... 105
Probabilité de la ruine de l'un des joueurs, dans un jeu égal longtemps continué..... 106
Application à la loterie..... 108
Ce que c'est que la *martingale*..... 113

De l'espérance morale..... 113

Sur la valeur morale d'une somme d'argent..... 114
Règle proposée par Daniel Bernoulli..... 116
* Formule de l'*espérance morale*..... 120
Problème de Pétersbourg..... 124
Inconvénients de la règle de Daniel Bernoulli, et condition à remplir pour fixer le sort des joueurs..... 129
Tout calcul serait illusoire, sans la possibilité de répéter les épreuves..... 131

SECTION SECONDE.

Pages

DÉTERMINATION DE LA PROBABILITÉ A POSTERIORI, C'EST-A-DIRE LORSQUE LE NOMBRE TOTAL DES CHANCES EST ILLIMITÉ, ET QUE SES RAPPORTS AVEC LE NOMBRE DES CHANCES DE CHAQUE ESPÈCE SONT INASSIGNABLES..... 134

Probabilité des causes, déduite des événements observés... 135
Probabilité d'un nouvel événement..... 137
Cette probabilité tend sans cesse à se rapprocher des rapports observés dans la succession des événements..... 145
* Des probabilités moyennes..... 147
Les probabilités conclues *à posteriori* ne peuvent s'étendre qu'à un nombre d'événements futurs très-petit par rapport à celui des événements passés..... 149
Sur la manière d'évaluer la population d'un pays..... 150

Détermination de la probabilité des causes (ou des hypothèses) par les observations..... 155

* Le rapport de fréquence des événements observés approche sans cesse de leur véritable probabilité, théorème analogue à celui de Jacques Bernoulli..... 156
* Application aux naissances des enfants des deux sexes... 158
Sur la liaison des effets aux causes, et sur le scepticisme gradué..... 162
Continuation du même sujet..... 165
Sur les applications philosophiques et économiques du calcul des probabilités..... 170

Détermination des probabilités de la vie humaine..... 172

Formation des tables de mortalité..... 172
Ce que c'est que la *vie probable*..... 176
* *Courbes de mortalité* et formules algébriques de Lambert, qui en expriment la loi..... 179
Hypothèse de Moivre..... 180
Ce que c'est que la *vie moyenne*..... 180

Pages.
Sa durée et son *maximum* dans diverses contrées..... 183
Partage de la population suivant les âges..... 184
* Théorie algébrique de la population..... 186
Probabilités de la durée de la coexistence de plusieurs individus, des mariages et des associations..... 191
* De l'influence de la petite vérole..... 194
Sur l'application du calcul des probabilités à la médecine. 199

Des rentes viagères et des assurances sur la vie et sur les choses..... 200

Des caisses d'épargne..... 209
Note sur l'utilité des divers genres de placements..... 212
Des assurances sur les choses..... 213
Note sur les risques de mer et d'incendie..... 215
Effet caractéristique des assurances..... 224

De la probabilité des témoignages et des décisions..... 224

* Des témoignages simultanés..... 225
De la tradition et du double témoignage erroné..... 227
* Des témoignages concernant les faits extraordinaires.... 231
Réflexions générales sur ce sujet..... 238
* Analogie des décisions rendues à la pluralité des voix et des témoignages..... 242
On ne peut pas supposer constant le rapport du nombre de jugements vrais au nombre de jugements faux portés par le même votant..... 245
Application à quelques formes de tribunaux..... 247
Sur les élections..... 250

De la probabilité des milieux pris entre plusieurs observations..... 258

De l'évaluation morale des probabilités..... 262

Résumé général..... 265

NOTE I.

Pages.

* Formule pour calculer par approximation les produits de grands nombres et les rapports des termes du développement des puissances du binôme, quand l'exposant est considérable..... 272

NOTE II.

* Usage du calcul aux différences (finies) pour la détermination des probabilités..... 282

NOTE III.

* Usage du calcul intégral pour déterminer les probabilités *à posteriori*, celles de la vie humaine, les valeurs des diverses sortes de placements viagers, et la probabilité des milieux pris entre plusieurs observations..... 288

PLANCHE.

FIN DE LA TABLE DES MATIÈRES.

TRAITÉ ÉLÉMENTAIRE

DU

CALCUL DES PROBABILITÉS.

NOTIONS PRÉLIMINAIRES SUR LE SENS DES MOTS *CERTITUDE* ET *PROBABILITÉ*.

1. La *conscience* d'une sensation actuelle, la *perception* instantanée et avec pleine évidence de la convenance ou de la disconvenance de deux idées : voilà où se trouve, sous le double rapport de nos facultés physiques et intellectuelles, le plus haut degré de certitude, la *certitude absolue ;* bien entendu qu'il faut écarter de la sensation les jugements dont on pourrait l'accompagner pour prononcer sur sa cause ou la rapporter à un objet particulier, et de la comparaison des idées tout ce qui ne se réduirait pas à des idées simples et tellement circonscrites, que l'entendement puisse les embrasser d'une seule vue (*). C'est en vain que les philosophes ont cherché pendant longtemps un *criterium* de vérité différent de la parfaite intuition que je viens de rappeler, puisqu'au bout des plus longues explications il faut toujours en venir à reconnaître dans l'esprit la faculté de saisir immédiatement l'accord ou la convenance de deux idées ou de

(*) En employant les mots *facultés physiques* et *intellectuelles*, je n'ai en vue que de me conformer à la division établie par le langage ordinaire, sans rien préjuger sur l'origine et la connexion de ces facultés.

deux notions. Aussi tous leurs efforts, quand ils les ont bien dirigés, n'ont servi qu'à les ramener à ce terme avoué maintenant par tous les bons esprits, qui paraissent convaincus que le seul objet des règles essentielles du raisonnement est de prévenir toute illusion dans le jugement que nous portons de cette évidence, en examinant avec soin l'étendue que reçoit chaque idée dans les diverses combinaisons qu'on en fait, et en contrôlant sans cesse la vérité de nos souvenirs et l'exactitude de nos énumérations. C'est en effet à cela que se réduisent les fameuses règles de Descartes, auxquelles on n'a rien ajouté d'essentiel (*).

2. Des sensations et des jugements simples confiés à notre mémoire, naissent des séries de conséquences dont la certitude dépend d'un nouvel élément, la fidélité avec laquelle cette mémoire nous rend ce que nous avons éprouvé. La confiance que nous acquérons à cet égard n'est fondée que sur la constante répétition du fait, et sur l'assurance que cette répétition nous donne de son renouvellement chaque fois que nous le désirerons ou que les circonstances l'exigeront. Ici se montre un penchant ou

---

(*) Voici ces règles, suivies de celles que Newton a prescrites pour les recherches physiques.

Règles de Descartes (*Discours de la Méthode*, édit. de 1637, p. 20).

« 1° Ne recevoir jamais aucune chose pour vraie que je ne la connusse » évidemment être telle : c'est-à-dire, éviter soigneusement la pré- » cipitation et la prévention, et ne rien comprendre de plus en mes ju- » gements que ce qui se présenterait si clairement et si distinctement à » mon esprit, que je n'eusse aucune occasion de le mettre en doute.

» 2° Diviser chacune des difficultés que j'examinerais en autant de » parcelles qu'il se pourrait, et qu'il serait requis pour les mieux ré- » soudre.

» 3° Conduire par ordre mes pensées, en commençant par les objets » les plus simples et les plus aisés à reconnaître, pour monter peu à peu, » comme par degrés, jusqu'à la connaissance des plus composés, et en

une loi de l'esprit humain, la tendance générale à croire au retour des faits que nous avons observés plusieurs fois sur nous-mêmes ou sur les autres objets, penchant qui se lie à l'opinion que nous acquérons bientôt de la constance des lois de la nature.

Ces propositions : *Tout homme mourra; le soleil se lèvera demain; j'ai suivi telle démonstration, j'en ai trouvé toutes les parties exactes, et j'ai la conviction de la vérité énoncée,* n'ont pas d'autre fondement.

Tant de faits, auxquels on n'a pu jusqu'ici en opposer aucun de bien constaté, ont vérifié la mortalité de l'espèce humaine; le soleil s'est levé un si grand nombre de fois; tout homme, reconnu en état de santé et doué d'une

---

» supposant même de l'ordre entre ceux qui ne se précèdent point natu-
» rellement les uns les autres.

» 4° Faire partout des dénombrements si entiers et des revues si géné-
» rales, que je fusse assuré de ne rien omettre. »

Règles de Newton (Traduction de ses *Principes*, par Mme du Chastelet, t. II, p. 2).

« 1° Il ne faut admettre de causes que celles qui sont nécessaires pour
» expliquer les phénomènes.

» 2° Les effets du même genre doivent toujours être attribués, autant
» qu'il est possible, à la même cause.

» 3° Les qualités des corps qui ne sont susceptibles ni d'augmentation
» ni de diminution, et qui appartiennent à tous les corps sur lesquels on
» peut faire des expériences, doivent être regardées comme apparte-
» nant à tous les corps en général.

» 4° Dans la philosophie expérimentale, les propositions tirées par
» induction des phénomènes doivent être regardées, malgré les hypo-
» thèses contraires, comme exactement ou à peu près vraies, jusqu'à ce
» que quelques autres phénomènes les confirment entièrement, ou
» fassent voir qu'elles sont sujettes à exception. »

Comme développement de ces règles, je crois devoir rapporter le passage suivant du même auteur :

« En Physique, il faut, de même qu'en Mathématiques, employer dans
» la recherche des choses difficiles la méthode analytique, avant de re-

intelligence saine, a si constamment senti, quand il a voulu y revenir, la vérité de chacun des jugements simples qui composent une démonstration, qu'on ne forme aucun doute sur la répétition de ces événements, quoiqu'on ne puisse s'empêcher d'y reconnaître une différence essentielle avec la conscience d'une sensation ou l'intuition d'un jugement porté sur deux idées simples dont la connexion est évidente. Aussi le degré de certitude acquis par cette voie est-il bien près de la certitude absolue; cependant, quelle garantie avons-nous qu'une loi naturelle, qui ne s'est pas encore développée à nos yeux, ne modifiera pas la succession de ces faits répétés un nombre presque infini de fois, mais pourtant sans que nous ayons

---

» courir à la méthode synthétique. La première consiste à faire des » expériences, à observer les phénomènes, à en tirer, par induction, des » conclusions générales, en n'admettant d'objections que celles qui ré- » sultent des expériences, ou d'autres vérités certaines; car, dans la phi- » losophie expérimentale, il ne faut avoir aucun égard aux hypothèses; » et bien que tirer des inductions des observations et des expériences ne » soit pas une méthode générale de démonstration, cependant c'est » la meilleure manière de raisonner que puisse admettre la nature des » choses. La conséquence doit être jugée d'autant plus ferme, que l'in- » duction a été plus générale. Si les phénomènes ne fournissent rien à » opposer à cette conclusion, on pourra la regarder comme universelle; » mais si des faits ultérieurs y font reconnaître des exceptions, on devra » les indiquer toujours dans son énoncé. Par cette analyse on pourra » remonter des composés aux simples, des mouvements aux forces mo- » trices, et en général, des effets à leurs causes, des causes particulières » à d'autres plus étendues, jusqu'à ce qu'on parvienne aux causes les » plus générales. Telle est la méthode analytique. La synthèse consiste à » prendre pour principes les causes reconnues et vérifiées, à donner par » leur moyen l'explication des phénomènes qu'elles produisent, et à la » prouver. » (*Optique* de Newton, vers la fin du Livre III.)

Telle est la marche qui a conduit Newton à ses immenses découvertes; mais Descartes n'eut pas plutôt posé ses règles, qu'il s'en écarta, même dans le petit ouvrage où elles sont énoncées; et, ne s'occupant plus que de construire l'univers *à priori*, sa philosophie n'a guère été qu'un tissu d'hypothèses téméraires que les observations ont bientôt renversées : c'est toujours des faits qu'il faut partir, et c'est aux faits qu'il en faut revenir, dans toute science véritable.

pu saisir la manière d'agir des causes qui les produisent, ou la nécessité de leur dépendance réciproque (*) ?

3. Si des faits auxquels nous ne connaissons encore aucune exception nous passons à d'autres qui nous en ont offert, nous verrons le doute s'introduire dans notre esprit, par des nuances de plus en plus fortes. Quand il s'agira, par exemple, de nous en rapporter aux témoignages des autres, la multitude d'erreurs involontaires et de mensonges prémédités rendra très-circonspect l'homme de sens, dans son acquiescement aux informations qui lui seront données. Chaque fait qu'il aura pu vérifier par lui-même, ou qui, ne sortant pas du train habituel des choses, n'aura été le sujet d'aucune réclamation, établira dans son esprit la validité des témoignages, mais les déceptions l'ébranleront d'autant plus qu'elles seront plus répétées. Il balancera les uns avec les autres les résultats contraires, demeurera souvent en suspens, et, s'il est forcé de prendre un parti, il ne le prendra que dans le sens où les autorités lui paraîtront plus nombreuses, mieux d'accord entre elles, plus conformes à ses observations ou aux faits bien avérés.

Un observateur qui a remarqué les fréquentes coïncidences de la chute de la pluie avec l'abaissement du mercure dans le baromètre, avec le règne de certains vents, avec un certain état des nuages, lorsqu'il verra le concours de tous ces indices, regardera la pluie comme prochaine, sans pouvoir assurer néanmoins que le fait arrivera infailliblement; car il se rappellera en même temps que ces apparences ont été quelquefois trompeuses, que le mercure a baissé dans le baromètre et que le temps a été couvert sans qu'il ait plu, que des vents ou des courants supérieurs inaperçus, ou d'autres modifications de

(*) *Voyez*, dans les *Essais philosophiques* de Hume, ses réflexions *sur l'idée de connexion nécessaire.*

l'air ont dissipé les nuages les plus menaçants : mais il aura une confiance d'autant plus grande dans l'arrivée de la pluie, que la comparaison des faits conformes à sa conjecture avec les faits contraires lui donnera lieu de former un plus grand nombre de jugements pour l'affirmer que pour la nier.

L'événement, qui est ici la chute de la pluie, quoique douteux pour celui qui en observe les indices, n'est point cependant livré au hasard; il résulte de l'état antérieur et présent de l'atmosphère et des conséquences nécessaires de cet état. Une intelligence supérieure, qui en saisirait toutes les conditions, en conclurait tout de suite ce qui doit arriver : l'homme, borné dans ses connaissances, ne pouvant démêler les conditions premières qui établissent la nécessité de l'événement, ou n'en pouvant faire une énumération exacte, récapitule les indices qui lui en tiennent lieu; et si, dans cette opération, les jugements successifs qu'il porte sont plus fréquemment affirmatifs que négatifs, « la vue de son esprit (dit Hume) revient » donc plus fréquemment sur un événement que sur son » contraire. C'est cette concentration de plusieurs vues » dans un seul événement qui produit, par un mécanisme » inexplicable de la nature, le sentiment de croyance : » c'est par là qu'un événement triomphe de son antago- » niste, qui a moins de ces vues pour lui, et qui revient » plus rarement à l'esprit (*). »

4. L'exemple développé ci-dessus est de ceux où les jugements se forment immédiatement sur les indices tirés de l'expérience; mais c'est encore le même procédé lorsque la chaîne des raisonnements est plus longue.

Dès que le sujet n'offre pas toutes les conditions nécessaires pour arriver à la certitude d'une démonstration,

(*) *Essais philosophiques* de Hume : *sur la Probabilité*.

on ne saurait plus faire qu'un examen de toutes celles de ses conditions qui sont connues, en peser l'importance, en considérer le nombre. S'il s'agit, par exemple, d'une question de critique littéraire, comme de déterminer si un ouvrage est bien de l'auteur dont il porte le nom, il faut puiser d'abord dans la discussion des faits et des témoignages, dans la comparaison des formes du style, tous les indices qui sont favorables et ceux qui sont contraires à l'attribution supposée. Si d'un côté aucune des circonstances, ne présentant de contradiction manifeste, n'établit l'impossibilité absolue du fait avancé; et de l'autre, si toutes les affirmations ne portent que sur des énumérations qu'on puisse démontrer incomplètes, ou auxquelles on puisse trouver des modifications, il ne résultera de tout le travail qu'un assemblage de jugements affirmatifs et de jugements négatifs, qui produiront un effet proportionné à leur nombre ou à leur force, si d'ailleurs celui qui fait l'examen a soin de se garantir de toute illusion, et n'a pas pris son parti d'avance.

Ici se présente la distinction de la force des indices et de leur nombre : mais presque toujours la première qualité se ramène à la seconde; car qu'est-ce qu'un indice plus fort? c'est celui qui trompe le moins souvent, qui, par conséquent, embrasse un plus grand nombre de cas favorables à la production de l'événement qu'il annonce, ou des développements duquel il sort un plus grand nombre de circonstances qui ramènent à la même conclusion. En suivant ce raisonnement, on voit que, dès que l'esprit humain ne peut plus rencontrer la certitude, la marche du raisonnement prend la forme d'une sorte de calcul dont le résultat acquiert de l'empire sur notre croyance, précisément par l'effet de la répétition des jugements ou des observations. La bonté de ce calcul dépend ici, comme partout, du choix des données, et ensuite du bon emploi qu'on en fait; et ce bon emploi ne peut

consister que dans l'examen le plus détaillé des circonstances de chaque donnée, dans le soin de les décomposer autant qu'il est possible, afin de n'avoir à prononcer que sur des propositions d'une égale simplicité et d'une égale évidence, et surtout de tenir son esprit en garde contre toute partialité en faveur du résultat, quel qu'il puisse être.

5. Il n'y aurait rien à désirer si l'on pouvait amener les choses au point qu'il y eût une parité exacte avec le jet d'un *dé* comprenant un certain nombre de faces marquées de couleurs ou de points divers. Si la figure de ce dé était bien régulière, sa matière bien homogène, les circonstances de son jet bien variées, bien imprévues, en sorte qu'on n'eût aucune raison de s'attendre à le voir tomber sur une face plutôt que sur toute autre, et qu'il y en eût, par exemple, cinq blanches et une noire, l'esprit, trouvant le nombre des faces blanches plus grand que celui des faces noires, reviendrait plus fréquemment à juger possible l'arrivée de l'une des premières que celle de la dernière, et, par l'effet de cette répétition du *jugement de possibilité*, comme je l'ai déjà dit, d'après Hume et Condorcet, croirait plutôt à l'arrivée d'une face blanche qu'à celle d'une face noire. Ce que tout esprit tant soit peu éclairé ne peut manquer de sentir dans l'exemple précédent frapperait les plus ignorants, si, au lieu d'un dé à six faces, on en supposait un ayant un million de faces blanches et une seule noire, ou bien une urne contenant un million de boules blanches et une seule noire. Dans ce cas, on ne pourrait s'empêcher d'attendre avec une très-grande confiance l'arrivée d'une face ou d'une boule blanche, et de marquer une très-grande surprise si c'était la face ou la boule noire qui se présentât : or, on verra bientôt que le calcul rattache le premier cas au second.

Je ferai remarquer, à cette occasion, que si c'est le sentiment de la constance des lois de la nature qui fonde notre confiance dans le retour des événements observés un grand nombre de fois, c'est encore ce même sentiment qui fonde notre incertitude, notre indifférence d'opinion sur les chances offertes par les instruments aléatoires bien construits et fidèlement employés; car c'est parce qu'il résulte de la constance des lois de la nature, que quand toutes les circonstances déterminantes sont les mêmes, les effets sont aussi les mêmes, que ceux-ci doivent être différents toutes les fois que les premières varient; et c'est aussi à les varier que nous nous appliquons dans la production des événements des jeux de hasard. On évite, par exemple, de mettre le dé dans le cornet sur la même face, de mesurer les mouvements qu'on donne à ce cornet; on cherche à prendre une manière très-irrégulière de remuer les urnes contenant les numéros, ou de mêler les jeux de cartes. De même l'irrégularité du mouvement de nos membres, lorsqu'il n'est pas dirigé par une habitude bien prise, transforme d'abord les jeux d'adresse en jeux de hasard; mais à mesure que l'une s'acquiert, les chances de l'autre diminuent.

6. Il est donc bien vrai de dire « qu'il n'y a point de » hasard, à proprement parler, mais qu'il y a son équi- » valent : l'ignorance où nous sommes des vraies causes » des événements (*), » d'où naît la *probabilité,* quand nous ne pouvons énumérer exactement les causes, ou prévoir infailliblement leurs effets. Le cas le plus simple est bien évidemment celui où le nombre de ces effets est connu, et où chacun d'eux est également possible : tel est le cas du dé. Le nombre des jugements que l'on peut former pour l'arrivée d'une certaine couleur étant le

(*) *Essais* de Hume : *sur la Probabilité.*

même que celui des faces de cette couleur, ce dernier détermine le degré de confiance avec lequel on attend l'apparition de l'une de ces faces; puisque si l'on en augmentait le nombre, le degré de confiance augmenterait aussi. Mais ce n'est pas le nombre absolu qu'il faut considérer dans cette circonstance; car si le nombre des faces noires du dé augmentait en même temps que celui des faces blanches, que l'un et l'autre fussent doublés, par exemple, la proportion des jugements affirmatifs et des négatifs, relativement à l'arrivée d'une certaine couleur, demeurant la même, on ne voit pas pourquoi le degré de confiance dans l'arrivée de l'événement désigné changerait. Sur dix faces blanches et deux faces noires, on pourrait encore former cinq jugements en faveur de la couleur blanche, contre un seul pour la couleur noire.

Il suit de là que la mesure du degré de confiance dans l'arrivée d'une couleur doit être le rapport du nombre des jugements affirmatifs au nombre des jugements tant affirmatifs que négatifs, c'est-à-dire à leur nombre total, ou bien le rapport du nombre de faces de la couleur que l'on considère, au nombre total des faces; c'est-à-dire $\frac{5}{6}$ pour la couleur blanche dans le dé proposé.

Ce rapport est ce qu'on appelle la *probabilité mathématique, qui se forme*, comme on le voit, *en divisant le nombre des chances favorables à l'événement par le nombre total des chances*; mais il faut bien faire attention que toutes les chances comparées soient également possibles. Le jet des dés va nous donner le moyen de rendre bien évidente la nécessité de cette restriction.

7. Lorsqu'on jette à la fois deux dés ayant six faces marquées chacune de l'un des nombres depuis 1 jusqu'à 6 inclusivement, pour peu qu'on réfléchisse sur ce qui doit arriver, on reconnaît que chacune des faces de l'un des dés peut se montrer avec chacune des faces de l'autre,

en sorte que si l'on désigne le premier par A, le second par B, on aura les 36 chances indiquées dans le tableau suivant :

A	B	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B
1	1	2	1	3	1	4	1	5	1	6	1
1	2	2	2	3	2	4	2	5	2	6	2
1	3	2	3	3	3	4	3	5	3	6	3
1	4	2	4	3	4	4	4	5	4	6	4
1	5	2	5	3	5	4	5	5	5	6	5
1	6	2	6	3	6	4	6	5	6	6	6

Toutes les combinaisons marquées dans ce tableau sont des chances également possibles, tant que l'on considère isolément chaque dé. Ainsi, amener 5 avec le dé A et 2 avec le dé B, est une chance pareille à celle d'amener 6 avec l'un et l'autre en même temps; mais si l'on attend l'arrivée des points 2 et 5 sans distinction d'ordre, la possibilité de l'obtenir sera différente de celle d'amener 6, 6, ou le *sonnez,* puisque la première condition sera également remplie par la chance 2, 5 et la chance 5, 2, tandis que 6, 6 ne se trouve qu'une seule fois parmi les 36 combinaisons également possibles des faces de ces dés. Ainsi, suivant la définition donnée ci-dessus, la probabilité d'amener les points 5 et 2 sans distinction d'ordre est $\frac{2}{36}$ ou $\frac{1}{18}$, et celle d'amener 6, 6, ou du *sonnez*, est seulement $\frac{1}{36}$.

Si l'événement désiré était, non pas l'arrivée des points considérés chacun à part, mais celle du nombre marqué par ces points pris collectivement, on trouverait des possibilités très-diverses. Par exemple, le nombre 2 ne pourrait s'obtenir que d'une seule manière, savoir : par

la chance 1, 1; le nombre 7, au contraire, résulterait de six chances différentes, savoir :

| 1 6 | 6 1 | 2 5 | 5 2 | 3 4 | 4 3 | ;

et suivant ces conditions, la probabilité d'obtenir le nombre 2 serait seulement $\frac{1}{36}$, tandis que celle d'obtenir le nombre 7 serait $\frac{6}{36}$ ou $\frac{1}{6}$.

8. La définition de la *probabilité mathématique*, donnée dans le n° 6, et les exemples précédents, font bien voir que *cette probabilité sera toujours exprimée par une fraction proprement dite, ou moindre que l'unité, dont elle approchera d'autant plus que le nombre des chances favorables à l'événement que l'on considère sera plus grand par rapport au nombre total des chances possibles;* mais elle ne pourrait se changer dans l'unité, que s'il n'existait aucune chance contraire à cet événement, ce qui en rendrait la production certaine; en sorte que *l'unité est le symbole de la certitude.*

Il est à propos de remarquer aussi que *chaque événement incertain donne lieu à deux probabilités contraires, savoir : celle que cet événement arrivera, et celle qu'il n'arrivera pas; et que la somme de ces deux probabilités est toujours égale à l'unité.* Lorsqu'il s'agit, par exemple, d'amener le nombre 7 avec 2 dés, puisque sur les 36 chances qu'ils offrent il n'y en a que 6 qui donnent le nombre 7, il y en a 30 qui ne le donnent pas : la probabilité d'obtenir le nombre 7 est donc $\frac{6}{36}$ ou $\frac{1}{6}$, la probabilité contraire $\frac{30}{36}$ ou $\frac{5}{6}$; et $\frac{1}{6} + \frac{5}{6} = 1$.

9. Après avoir exposé comment la notion de probabilité s'établit dans notre esprit, et comment elle peut, dans certains cas, être susceptible de mesure, il ne sera peut-être pas hors de propos de passer en revue les diverses acceptions qui ont été données au mot *probable*, dont est dérivé celui de *probabilité*. La racine est dans

le mot *probabilis*, lequel, d'après l'analogie de sa formation, doit signifier *ce qui peut se prouver* (*). Cicéron a dit : « Le probable est ce qui arrive le plus souvent, » ou ce qui est établi dans l'opinion, ou enfin ce qui a » en soi quelque similitude avec l'une ou l'autre de ces » choses, que ce soit d'ailleurs vrai ou faux, n'importe ; » définition qui ne paraît pas très-lumineuse (**).

» Le probable, suivant Aristote, est une proposition » qui paraît vraie, soit à tout le monde, soit au plus » grand nombre, soit à tous les sages, ou à la plupart » d'entre eux, ou aux plus célèbres (***). » On voit bien là le fondement de cette ridicule théorie du *probabilisme*, suivant laquelle les théologiens jésuites affirmaient que l'approbation donnée par un docteur grave à une proposition quelconque suffisait pour la rendre probable, théorie dont Pascal a relevé si plaisamment l'absurdité (*Provinciales*, lettre V).

Aucun des passages que je viens de citer ne contient le vrai sens que donnent maintenant au mot probable les écrivains qui s'expriment avec exactitude. Le *probable* n'est point ce qui peut actuellement se démontrer, mais ce qui doit arriver dans le plus grand nombre des cas, ce qui résulte du plus grand nombre des chances, ce qu'on peut affirmer par plus de raisons qu'il n'y en a pour le nier, enfin ce dont la probabilité mathématique surpasse $\frac{1}{2}$.

Un événement ou une proposition peut être plus ou moins probable qu'une autre ; mais un événement ou une proposition *peu probable* est à peu près l'opposé de *pro-*

(*) *Probabilis, qui probari et credi potest.* (Facciolati Lexic.)

(**) *Probabile est id, quod fere fieri solet, aut quod in opinione positum est, aut quod habet in se ad hæc quamdam similitudinem, sive id falsum est, sive verum.* (Cicero, de Inventione, lib. I, cap. xxix.)

(***) *Probabile Aristoteli est propositio quæ omnibus, aut plerisque, aut sapientioribus, iisque vel omnibus, vel plerisque, vel celeberrimis, vera videtur.* (Chauvini Lexicon philosophicum.)

bable, car on entend alors qu'il y a moins de motifs de croire que l'événement arrivera ou que la proposition est vraie, que de croire le contraire, et que sa probabilité mathématique est beaucoup moindre que $\frac{1}{2}$.

10. Il suit de tout ce qui précède que le mot *probabilité* est bien mal appliqué, quand on le donne à ces aperçus vagues et souvent contradictoires qui s'offrent en foule lorsqu'on n'envisage que superficiellement un sujet. Cicéron affirme « qu'il n'y a rien qu'on ne puisse » rendre probable dans le discours (*) ; » mais ce prestige de l'éloquence ne peut s'opérer qu'en présentant des énumérations incomplètes, en dissimulant avec art une partie du sujet. C'est aussi comme cela que, par la préoccupation, par l'influence du désir sur le raisonnement, on se trompe soi-même, en ne considérant un sujet que sous un seul des points de vue qu'il peut offrir, en fixant son attention avec opiniâtreté sur une seule conséquence. L'imagination se monte alors, et l'on en vient à regarder comme très-probables, même comme certains, des faits reconnus manifestement faux par tous ceux qui les ont soumis à l'examen, dans le calme de la raison. L'entraînement qui nous fait adopter une opinion n'est pas toujours sa probabilité. Dès qu'il n'y a point de discussion complète, de développement des cas favorables et des cas contraires, il n'y a point, à proprement parler, d'estimation de probabilité ; il y a croyance aveugle, illusion, emportement. C'est l'habitude de céder à cet entraînement qui produit dans un si grand nombre d'esprits une vacillation continuelle, une fluctuation d'idées qui les rend le jouet de toutes les sottises et les exagérations que la mode ou l'intérêt enfante chaque jour.

Il est vrai que les habitudes de l'esprit et les disposi-

(*) *Nihil est tam incredibile, quod non dicendo fiat probabile.* (Cicero, Præfat. Paradox.)

tions de l'individu affaiblissent certaines impressions et en exaltent d'autres; mais c'est à prévenir cet effet que tend le calcul des probabilités ou la discussion raisonnée qui en tient lieu. Comme le dit Condorcet, « il n'y a per-
» sonne qui n'ait observé sur lui-même qu'il a changé
» d'opinion sur certains objets, suivant l'âge, les circon-
» stances, les événements, sans pouvoir dire cependant
» que ce changement ait été fondé sur de nouveaux mo-
» tifs, sans pouvoir y assigner d'autre cause que l'impres-
» sion plus ou moins forte des mêmes objets. Or, si au
» lieu de juger par cette impression qui multiplie ou
» exagère une partie des objets, tandis qu'elle atténue ou
» empêche de voir les autres, on pouvait les compter ou
» les évaluer par le calcul, notre raison cesserait d'être
» l'esclave de nos impressions. » (*Essai sur l'application de l'Analyse à la probabilité des décisions, etc.* Discours préliminaire, p. clxxxv.)

11. Ce vœu, qui ne pouvait être que celui d'un ami de l'humanité, est malheureusement fort loin de son accomplissement. Jusqu'ici l'on n'a résolu qu'un bien petit nombre de questions vraiment intéressantes par rapport à la conduite de la société ou des particuliers, et l'on a pu abuser du calcul dans cette partie des Mathématiques appliquées, comme dans toutes les autres, faute de connaître les principes fondamentaux dont il fallait partir, ou d'avoir des faits en assez grand nombre et suffisamment constatés ; mais l'examen scrupuleux qui sera fait, dans la seconde section de cet ouvrage, des diverses applications du calcul, montrera qu'il est permis de concevoir quelque espérance de progrès ultérieurs, si la multitude d'observations auxquelles l'organisation sociale peut donner lieu ne se perd plus par la négligence des spectateurs, ou n'est plus condamnée à l'oubli par l'amour-propre des hommes en place, dans la vue de cacher leurs fautes ou

d'obscurcir le mérite de leurs prédécesseurs. En effet, une circonstance bien digne d'attention, et sur laquelle nous aurons occasion de revenir, c'est que les faits qui paraissent les plus accidentels, quand ils sont considérés un à un, manifestent un ordre lorsqu'on peut en observer un grand nombre de simultanés ou de consécutifs; et le calcul fait voir comment, sans connaître la nature de leurs causes ni le nombre des combinaisons qui les produisent ou les contrarient, on peut assigner des limites à leurs possibilités respectives, et par conséquent spéculer alors sur l'avenir conformément aux règles de la prudence (*).

Cette théorie assez récente, qui soumet au calcul des probabilités les questions dans lesquelles le nombre total des chances et ses rapports avec le nombre des chances de chaque espèce sont illimités ou inassignables, sera exposée dans la seconde section de ce Traité, la première ne comprenant que des questions où ces rapports peuvent se déterminer *à priori*.

(*) Lorsque ces secours nous manquent, ce serait encore mettre à profit les sages réflexions de Condorcet que de consigner dans des notes exactes les impressions que nous recevons des objets ou des lectures qui nous frappent, les principes que nous adoptons en conséquence de ces impressions, et les motifs sur lesquels ils sont appuyés, afin de pouvoir remonter, quand nous le voudrons, à l'origine de nos jugements, en nous reportant aux époques où nous les avons formés, et en nous remettant sous les yeux les bases que nous leur avons données. Par de fréquentes revues de ce genre on rendrait, ce me semble, ses déterminations plus constantes, ses changements d'opinions mieux motivés; et peut-être parviendrait-on à séparer entièrement ce qui est dû aux forces variables des impressions, de ce qui constitue la vérité des choses, qu'on doit toujours chercher; car « il ne faut pas recevoir les opinions de nos pères comme » des enfants, par la seule raison que nos pères les ont eues. » (*Pensées* de Marc-Aurèle, traduction de Joly, chap. XIX, § 29.)

SECTION PREMIÈRE.

DÉTERMINATION DE LA PROBABILITÉ, LORSQUE LE NOMBRE DES CHANCES DE CHAQUE ESPÈCE OU LE RAPPORT DE CES NOMBRES EST ASSIGNABLE, ET PEUT SE DÉDUIRE A PRIORI DE L'ÉNONCÉ DE LA QUESTION.

12. On a vu, dans le n° 6, que la probabilité d'un événement avait pour mesure la fraction formée en divisant le nombre de chances favorables à cet événement par le nombre total des chances, en ayant soin d'ailleurs de n'employer pour cette évaluation que des chances également possibles. Si donc on désigne par m le nombre de chances favorables à un événement, par n le nombre de chances contraires, sa probabilité sera exprimée par

$$\frac{m}{m+n}$$

et la probabilité contraire par

$$\frac{n}{m+n} \quad \text{ou} \quad 1 - \frac{m}{m+n};$$

en sorte que si l'on représente par e la première de ces probabilités, la seconde sera $1 - e$.

Ayant, par exemple, un jeu composé de 32 cartes, parmi lesquelles il y a 12 *figures*, la probabilité qu'en tirant au hasard une carte de ce jeu on aura une figure, sera $\frac{12}{32}$ ou $\frac{3}{8}$, et la probabilité contraire $\frac{20}{32}$ ou $\frac{5}{8}$.

Dans cette question on ne considère que deux sortes de chances, celles qui amènent une figure, et celles qui amènent une carte d'une autre espèce : il n'y a par conséquent que deux sortes d'événements, dont l'une ne peut avoir lieu qu'à l'exclusion de l'autre; mais si l'on distin-

guait la couleur des figures, en considérant à part la possibilité de prendre une figure en *cœur*, en *carreau*, en *pique* ou en *trèfle*, on aurait 5 événements possibles. La probabilité d'avoir une figure dans une couleur étant $\frac{3}{32}$, puisqu'il y en a 3 dans chaque couleur, le détail de tous les événements possibles donnerait les probabilités

$\frac{3}{32}$ pour une figure en cœur,
$\frac{3}{32}$ » en carreau,
$\frac{3}{32}$ » en pique,
$\frac{3}{32}$ » en trèfle,
$\frac{20}{32}$ pour ne pas tomber sur une figure, fractions dont la somme compose l'unité.

Il en sera de même quelque multipliées que soient les diverses sortes d'événements possibles. Une urne comprenant un nombre m de boules blanches, n de rouges, p de bleues, q de vertes, r de jaunes, s de noires, et de laquelle il faut tirer une boule au hasard, offre six sortes de chances composant un nombre total

$$m + n + p + q + r + s = \mathrm{T},$$

et donnant les probabilités

$\frac{m}{\mathrm{T}}$ d'obtenir une boule blanche,

$\frac{n}{\mathrm{T}}$ d'obtenir une boule rouge,

et ainsi des quatre autres. La somme de toutes ces probabilités est

$$\frac{m + n + p + q + r + s}{\mathrm{T}} = \frac{\mathrm{T}}{\mathrm{T}} = 1.$$

Je ferai observer ici que toutes les questions de probabilité auxquelles s'applique le calcul peuvent être représentées par un tirage à faire dans une ou plusieurs urnes

contenant diverses sortes de boules, ou par des dés ayant un nombre quelconque de faces marquées diversement. Pour concevoir le jet de pareils dés, il faut les supposer d'une forme prismatique très-allongée, ou terminés par des pyramides, afin qu'ils ne puissent rester que sur les faces parallélogrammes.

13. Dans les exemples ci-dessus nous avons cherché la *probabilité absolue* de chaque sorte d'événements; mais il y a des questions qui mènent à ne considérer une probabilité que relativement à d'autres.

Si, par exemple, dans le jet de deux dés on voulait connaître la probabilité d'amener le point 7 plutôt que le point 4, il faudrait ne tenir compte que des chances relatives à ces événements. On verrait dans le n° 7 qu'il y a 6 chances différentes qui peuvent former le premier point, et qu'il n'y en a que 3 pour former le second; par conséquent, si deux personnes jouaient ensemble sous la condition, pour l'une, d'amener le point 7, et pour l'autre le point 4, en regardant comme nuls tous les autres coups, la première ayant 6 chances pour elle, tandis que la seconde n'en aurait que 3, les probabilités seraient

$$\frac{6}{9} \text{ pour le gain de la } 1^{re}, \quad \frac{3}{9} \text{ pour celui de la } 2^{e}.$$

Ces résultats s'obtiendraient aussi en comparant les probabilités absolues des points 7 et 4, lesquelles sont $\frac{6}{36}$ et $\frac{3}{36}$; car en les divisant par leur somme, il viendrait

$$\frac{\frac{6}{36}}{\frac{6}{36}+\frac{3}{36}}=\frac{6}{9}, \qquad \frac{\frac{3}{36}}{\frac{6}{36}+\frac{3}{36}}=\frac{3}{9}.$$

De même, on trouvera que dans l'exemple de l'urne contenant des boules de six couleurs différentes (12), la probabilité de tirer une boule blanche plutôt qu'une

boule rouge est

$$\frac{\frac{m}{T}}{\frac{m}{T}+\frac{n}{T}}=\frac{m}{m+n},$$

et la probabilité contraire, c'est-à-dire celle de tirer une boule rouge plutôt qu'une boule blanche, $\frac{n}{m+n}$.

Dans la détermination de la *probabilité relative*, on fait donc abstraction de toutes les chances étrangères aux deux événements, que l'on considère comme s'ils devaient seuls avoir lieu, puisque tous les autres sont nuls par rapport aux conditions qu'on s'est imposées; et de là résulte, ainsi qu'on l'a vu par les exemples ci-dessus, que *la probabilité relative s'obtient en divisant la probabilité absolue de l'événement dont il s'agit par la somme des probabilités absolues des deux événements que l'on compare.*

14. Il faut remarquer aussi qu'une probabilité peut s'obtenir en prenant la somme de plusieurs autres; et cela arrive lorsque de plusieurs classes de chances on n'en forme plus qu'une seule, en cessant d'avoir égard aux circonstances qui les distinguent. Si, par exemple, on jouait avec deux dés, sous la condition d'amener indistinctement soit 7, soit 8, on verrait par le tableau de la page 11 qu'il y a 6 manières d'amener le point 7, 5 d'amener le point 8 : la probabilité d'amener l'un ou l'autre serait donc

$$\frac{6}{36}+\frac{5}{36}=\frac{11}{36},$$

ce qui est d'ailleurs évident, puisque la condition proposée embrasse 11 chances sur les 36 que le jet peut amener.

15. Souvent l'événement attendu se compose du concours de plusieurs autres qui ont chacun leur probabilité propre, et de laquelle il faut déduire celle du premier. Si, par exemple, lorsqu'il s'agit de tirer d'un jeu de 32 cartes une figure d'une couleur donnée, on partage d'abord ce jeu en 4 paquets, dont chacun ne contienne que les 8 cartes d'une même couleur, mêlées d'ailleurs d'une manière quelconque, la carte désignée pouvant être indifféremment dans l'un quelconque de 4 paquets, la probabilité de mettre la main sur le paquet qui la renferme est $\frac{1}{4}$; mais comme ce paquet contient 8 cartes, sur lesquelles il y en a 3 qui remplissent la condition demandée, la probabilité de mettre la main sur l'une de ces cartes, lorsqu'on en prend une dans le paquet où elle se trouve, est $\frac{3}{8}$. Ainsi, pour arriver à la carte demandée, il faut le concours de deux événements dont les probabilités particulières sont $\frac{1}{4}$ et $\frac{3}{8}$. La probabilité de ce concours est le produit des deux précédentes; car, puisque les paquets sont égaux, et qu'un seul contient la carte désignée, il ne faut chercher les chances qui la donnent que dans le $\frac{1}{4}$ du nombre total des chances; et comme des 8 chances renfermées dans ce $\frac{1}{4}$, 3 seulement remplissent la condition demandée, il faudra donc prendre les $\frac{3}{8}$ de $\frac{1}{4}$ pour obtenir le rapport du nombre des chances favorables au nombre total des chances, ou la probabilité cherchée, qui sera $\frac{1}{4} \times \frac{3}{8} = \frac{3}{32}$.

L'exemple ci-dessus peut être représenté par le jet simultané de deux dés, le premier ayant 4 faces, 1 marquée A, les 3 autres blanches; et le second ayant 8 faces, 3 marquées B, les 5 autres blanches : le concours des lettres A et B sera précisément semblable à celui des événements indiqués dans le numéro précédent; mais en raisonnant comme dans le n° 7, on voit que l'une quelconque des faces du premier dé pouvant se présenter avec toutes celles du second, le nombre total des chances

sera $4 \times 8 = 32$, et sur ce nombre, 3 seulement, formées par la combinaison de la face A du premier dé avec les 3 faces B du second, rempliront la condition demandée : la probabilité cherchée sera donc $\frac{3}{32} = \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{8}$, comme on l'a trouvé d'une autre manière.

16. En général, soit $\frac{m}{m+n}$ la probabilité d'un événement, $\frac{p}{p+q}$ celle d'un autre; la probabilité de leur concours sera

$$\frac{m}{m+n} \times \frac{p}{p+q} = \frac{mp}{(m+n)(p+q)};$$

car le genre de hasard proposé peut être assimilé au jet de deux dés, dont le premier aurait m faces marquées A, et n faces blanches, le second p faces marquées B, et q faces blanches. Alors le nombre total des chances possibles serait $(m+n)(p+q)$; mais sur ce nombre il n'y aurait que les mp combinaisons des faces marquées A avec les faces marquées B qui produiraient l'événement demandé; ainsi la probabilité du concours des événements A et B serait

$$\frac{mp}{(m+n)(p+q)} = \frac{m}{m+n} \times \frac{p}{p+q}.$$

On étendrait sans peine ces considérations au concours de trois événements A, B, C, dont les probabilités particulières seraient

$$\frac{m}{m+n}, \quad \frac{p}{p+q}, \quad \frac{r}{r+s};$$

on trouverait pour la probabilité de ce concours

$$\frac{mpr}{(m+n)(p+q)(r+s)} = \frac{m}{m+n} \times \frac{p}{p+q} \times \frac{r}{r+s},$$

et ainsi de suite, quel que fût le nombre des événements.

En désignant sous la dénomination de *probabilité*

simple celle de chaque événement pris en particulier, et de *probabilité composée* celle de leur concours, on peut donc poser généralement ce principe : *la probabilité composée s'obtient en faisant le produit des probabilités simples.*

17. La considération des probabilités composées, dispensant de former le développement de toutes les combinaisons possibles, abrége quelquefois les calculs : en voici un exemple assez simple. Supposons qu'on ait assemblé dans un paquet les 13 cartes d'une même couleur qui se trouvent dans un jeu complet de 52 cartes, et qu'*on demande la probabilité que les deux premières cartes du paquet soient un* as *et un* deux; la probabilité que l'*as* soit à la première place est $\frac{1}{13}$, puisque cette carte pourrait occuper l'une quelconque des 13 places du paquet; cette carte ôtée, il en reste 12; ainsi la probabilité que le *deux* se trouvera la première carte de ces 12 sera $\frac{1}{12}$: la probabilité du concours de ces deux événements sera donc

$$\frac{1}{13} \times \frac{1}{12} = \frac{1}{156}.$$

Pour résoudre cette question en remontant à l'énumération de toutes les chances possibles, il faut d'abord chercher le nombre des arrangements dont peuvent être susceptibles 13 cartes, et qui, d'après la formule des permutations donnée dans les *Éléments d'Algèbre,* est le produit $1.2.3\ldots11.12.13$. On observera ensuite que lorsque 2 des 13 cartes du paquet ont une place déterminée, il en reste 11 que l'on peut arranger entre elles de toutes les manières possibles, c'est-à-dire de $1.2.3\ldots11$ manières : ce sont là les chances qui produisent l'événement désiré, dont la probabilité sera par conséquent

$$\frac{1.2.3\ldots11}{1.2.3\ldots11.12.13}.$$

En supprimant les facteurs 1.2.3...11, communs au numérateur et au dénominateur, il viendra seulement

$$\frac{1}{12.13} = \frac{1}{156},$$

ainsi qu'on l'a trouvé ci-dessus.

18. La question suivante montrera mieux encore la facilité que la considération des probabilités composées procure pour résoudre les problèmes, et donnera lieu à quelques remarques utiles.

Soient deux urnes dans l'une desquelles il y ait 2 boules blanches et 1 noire, et dans l'autre 4 boules blanches et 1 noire; on demande la probabilité d'amener une boule blanche, en prenant au hasard dans l'une quelconque de ces urnes. La probabilité qu'on mettra la main dans la première urne étant $\frac{1}{2}$, et la probabilité qu'il en sortira une boule blanche étant $\frac{2}{3}$, la probabilité du concours de ces deux événements est donc $\frac{1}{2}.\frac{2}{3}$ ou $\frac{2}{6}$.

On a de même, pour le tirage dans la seconde urne, $\frac{1}{2}.\frac{4}{5} = \frac{4}{10}$.

Les deux probabilités $\frac{2}{6}$ et $\frac{4}{10}$ doivent s'ajouter; car, suivant ce qu'on a vu dans les n°s 6 et 8, ces fractions se rapportent à la même unité qui représente la certitude, et sont en conséquence deux parties de la probabilité cherchée : on aura donc pour cette dernière

$$\frac{2}{6} + \frac{4}{10} = \frac{1}{3} + \frac{2}{5} = \frac{11}{15}.$$

La probabilité de tirer une boule noire se calcule de même. On trouve pour la première urne $\frac{1}{2}.\frac{1}{3}$, pour la seconde $\frac{1}{2}.\frac{1}{5}$, et la somme $\frac{1}{6} + \frac{1}{10} = \frac{4}{15}$. En l'ajoutant à $\frac{11}{15}$, il vient l'unité, ainsi que cela doit être, puisqu'il s'agit de deux événements dont l'un ou l'autre arrive nécessairement.

19. Pour achever d'éclaircir ce sujet, je vais résoudre

la même question en considérant les deux tirages conjointement, et je préviendrai d'abord une erreur dans laquelle il paraît facile de tomber. Au premier coup d'œil, on pourrait penser que puisque les deux tirages s'opèrent sur la totalité des boules contenues dans les deux urnes, et dont le nombre est 8, sur lesquelles il s'en trouve 6 blanches, la probabilité d'en obtenir une de cette couleur est $\frac{6}{8}$ ou $\frac{3}{4}$, fraction qui surpasse $\frac{11}{15}$.

L'erreur que l'on commettrait vient de ce que, pour mettre en commun les boules de la première urne avec celles de la seconde, il faut que le nombre en soit le même dans l'une et dans l'autre, afin que toutes les chances soient également possibles, ce qui n'aurait pas lieu sans cela. En effet, les boules étant séparées, la probabilité d'avoir une boule quelconque de la première urne est égale à celle d'avoir une boule quelconque de la seconde urne; mais quand on mêle les boules, qui sont alors au nombre de 8, sur lesquelles 3 sont de la première urne et 5 de la seconde, les probabilités précédentes deviennent inégales, la première étant $\frac{3}{8}$ et la seconde $\frac{5}{8}$.

Cette inégalité disparaît lorsqu'on réduit au même dénominateur les probabilités $\frac{2}{3}$ et $\frac{4}{5}$, relatives au tirage d'une boule blanche dans chaque urne, ce qui d'ailleurs n'altère point les valeurs respectives de ces probabilités. En procédant ainsi, on change les fractions $\frac{2}{3}$ et $\frac{4}{5}$ en $\frac{10}{15}$ et $\frac{12}{15}$: alors la première urne est censée contenir 10 boules blanches et 5 noires; la seconde, 12 boules blanches et 3 noires; les probabilités respectives sont les mêmes qu'auparavant, et le nombre total des boules est devenu le même dans chaque urne : considérant donc ces boules comme réunies dans une seule urne, au nombre de 30, dont 22 blanches, on a pour le tirage de l'une de celles-ci la probabilité $\frac{22}{30}$ ou $\frac{11}{15}$.

On s'assurera en général de l'identité des résultats obtenus par l'un et par l'autre de ces deux procédés, en

supposant des urnes en nombre a, contenant chacune m boules blanches et n noires, et des urnes en nombre b, contenant p boules blanches et q boules noires. Par le premier procédé, on aura, pour la probabilité du tirage d'une boule blanche,

$$\frac{a}{a+b}\frac{m}{m+n}+\frac{b}{a+b}\frac{p}{p+q}=\frac{am(p+q)+bp(m+n)}{(a+b)(m+n)(p+q)}=\frac{ams+bpr}{crs},$$

en faisant, pour abréger,

$$a+b=c,\quad m+n=r,\quad p+q=s.$$

Si l'on réduit au même dénominateur les fractions $\frac{m}{r}$, $\frac{p}{s}$, il viendra $\frac{ms}{rs}$, $\frac{pr}{rs}$, et l'on pourra remplacer toutes les urnes par une seule contenant crs boules sur lesquelles il y en a $ams+bpr$ qui sont blanches; d'où résultera la probabilité trouvée ci-dessus, bien différente, en général, de la fraction $\frac{am+bp}{ar+bs}$ formée en divisant le nombre actuel des boules blanches par le nombre total et actuel des boules.

Mais ces expressions s'accordent :

1° Lorsque le nombre des boules est le même dans chaque urne, ce qui donne $r=s$, d'où

$$\frac{ams+bpr}{crs}=\frac{am+bp}{ar+br};$$

2° Lorsqu'il y a dans toutes le même rapport entre le nombre des boules blanches et celui des boules noires; car si l'on désigne ce rapport par k, on a

$$n=km,\quad q=kp,\quad r=m(1+k),\quad s=p(1+k),$$

ce qui réduit

$$\frac{ams+bpr}{crs}\quad\text{et}\quad\frac{am+pb}{ar+bs}\quad\text{à}\quad\frac{1}{1+k}.$$

Cet exemple fait voir combien il est aisé de se tromper dans la recherche des probabilités, et il s'en présentera encore d'autres du même genre dans la suite.

Détermination des Probabilités dans les épreuves répétées des mêmes hasards.

20. Les *épreuves répétées* les plus simples sont les jets successifs du même dé, ou les tirages de numéros pris dans une urne, et remis chaque fois, afin de conserver toujours le même nombre de chances de chaque espèce.

Ce genre de probabilités se détermine d'abord par la considération des probabilités composées. Se proposer, par exemple, d'amener deux fois de suite le point 6, en jetant deux fois le même dé, c'est demander le concours de deux événements dont la probabilité simple est $\frac{1}{6}$: on aura donc pour la probabilité cherchée (16) $\frac{1}{6}\times\frac{1}{6}=\frac{1}{36}$; on trouvera de même que la probabilité de ne pas amener du tout le point 6 est $\frac{5}{6}\times\frac{5}{6}=\frac{25}{36}$. La somme de ces deux probabilités n'est pas 1, parce qu'outre les deux événements que nous venons d'indiquer il y a encore celui de n'amener 6 qu'au premier jet, ou de ne l'amener qu'au second : la probabilité du premier événement est $\frac{1}{6}\cdot\frac{5}{6}=\frac{5}{36}$, celle du second, $\frac{5}{6}\cdot\frac{1}{6}=\frac{5}{36}$, et la réunion des quatre probabilités qu'on vient de trouver donne

$$\frac{1}{36}+\frac{5}{36}+\frac{5}{36}+\frac{25}{36}=\frac{36}{36}=1.$$

Au lieu de calculer ainsi, l'une après l'autre, les probabilités des divers événements qui résultent des jets successifs du même dé, on peut les obtenir toutes à la fois dans une même formule. Il suffit pour cela de considérer que si, dans une épreuve, il y a m chances qui produisent l'événement A, n chances qui produisent l'événement B, sur le nombre $(m+n)(m+n)=(m+n)^2$ qui embrasse tous les arrangements possibles des chances

dans les deux épreuves, il y en aura m^2 qui produiront la succession AA, mn la succession AB, nm la succession BA, et n^2 la succession BB (16); en sorte que les probabilités pour obtenir les événements composés

AA, AB, BA, BB,

sont respectivement

$$\frac{m^2}{(m+n)^2}, \quad \frac{mn}{(m+n)^2}, \quad \frac{mn}{(m+n)^2}, \quad \frac{n^2}{(m+n)^2}.$$

Si l'on ne distinguait pas l'ordre des événements simples, on regarderait comme ne formant qu'un seul événement composé les arrangements AB et BA : alors la probabilité d'obtenir l'un ou l'autre serait $\frac{2mn}{(m+n)^2}$ en sorte qu'il n'y aurait plus que trois événements composés,

AA, AB, BB,

ayant les probabilités

$$\frac{m^2}{(m+n)^2}, \quad \frac{2mn}{(m+n)^2}, \quad \frac{n^2}{(m+n)^2},$$

dont les numérateurs sont les termes du développement de la seconde puissance du binôme $m+n$, et dont la somme est égale à l'unité.

21. On trouverait d'une manière semblable les diverses probabilités des événements qui peuvent avoir lieu dans un nombre quelconque d'épreuves; mais, pour plus de généralité, je supposerai d'abord que le nombre des chances varie à chaque épreuve. En bornant à trois celui des épreuves, je désignerai par

$$m' \text{ et } n', \quad m'' \text{ et } n'', \quad m''' \text{ et } n'''$$

les nombres de chances qui amènent les événements A et B à la première, à la deuxième, à la troisième épreuve.

D'après ce qui a été dit dans le n° 16, le produit

$$(m'+n')(m''+n'')(m'''+n''') = m'm''m''' + m'm''n''' + m'n''m''' + n'm''m''' + m'n''n''' + n'm''n''' + n'n''m''' + n'n''n''',$$

donnera le nombre de toutes les combinaisons possibles dans les trois épreuves proposées, et un terme quelconque exprimera le nombre de chances qui amènent l'événement composé des événements simples A et B, répétés, le premier autant de fois que la lettre m entre dans ce terme, et le second autant de fois qu'y entre la lettre n, les accents marquant d'ailleurs l'ordre des épreuves.

Par exemple, les termes

$$\left.\begin{array}{l} m'm''n''' \\ m'n''m''' \\ n'm''m''' \end{array}\right\} \text{ répondront aux successions } \left\{\begin{array}{l} \text{AAB} \\ \text{ABA} \\ \text{BAA;} \end{array}\right.$$

et l'on aura par conséquent la probabilité de chacune en donnant pour dénominateur, au terme qui lui correspond, le produit

$$(m'+n')(m''+n'')(m'''+n''').$$

Si maintenant l'on pose $m' = m'' = m''' = m$, et $n' = n'' = n''' = n$, ce qui changera

$$(m'+n')(m''+n'')(m'''+n''') \text{ en } (m+n)^3,$$

les termes indiqués ci-dessus deviendront tous égaux à m^2n, nombre qui sera celui des chances relatives à chacun des trois événements désignés, tous distincts, lorsqu'on fixe l'ordre de la succession des événements simples dont ils se composent.

Si l'on fait abstraction de cet ordre, ils n'en formeront plus qu'un seul, répondant à la somme de toutes leurs chances qui est $3m^2n$, et ne diffère de m^2n que par le coefficient dont ce produit est affecté dans le développement de $(m+n)^3$. Il est aisé de voir qu'on arriverait

aux mêmes conclusions pour un nombre quelconque d'épreuves.

Ainsi donc, p étant le nombre des épreuves, et le développement de

$$(m+n)^p = m^p + \frac{p}{1} m^{p-1} n + \frac{p(p-1)}{1.2} m^{p-2} n^2 + \ldots$$
$$+ \frac{p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} m^{p-q} n^q + \ldots + n^p,$$

il suit de ce qui précède que le premier terme m^p indique le nombre de chances qui, sur un nombre p d'épreuves, donnent p fois l'événement A;

Le second terme $\frac{p}{1} m^{p-1} n$, le nombre de chances qui donnent $p-1$ fois l'événement A et une fois l'événement B, dans quelque ordre que ce soit;

Le terme général $\frac{p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} m^{p-q} n^q$, le nombre de chances qui donnent $p-q$ fois l'événement A et q fois l'événement B, sans distinction d'ordre.

Si l'on voulait établir une succession déterminée, il faudrait supprimer le coefficient, et ne prendre que $m^{p-q} n^q$.

En divisant donc chacun de ces termes par le nombre total des chances, qui est $(m+n)^p$, on aura les probabilités de chacune des successions d'événements simples auxquelles ils se rapportent.

22. Soit, pour abréger,

$$\frac{m}{m+n} = e, \quad \frac{n}{m+n} = 1 - e = f;$$

le développement

$$\frac{m^p}{(m+n)^p} + \frac{p}{1} \frac{m^{p-1} n}{(m+n)^p} + \frac{p(p-1)}{1.2} \frac{m^{p-2} n^2}{(m+n)^p} + \ldots,$$

duquel se tirent toutes les probabilités des divers évé-

nements composés que peut offrir un nombre p d'épreuves (21), se changera en

$$e^p + \frac{p}{1} e^{p-1} f + \frac{p(p-1)}{1.2} e^{p-2} f^2 + \ldots$$
$$+ \frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} e^{p-q} f^q + \ldots + f^p,$$

formule dans laquelle un terme pris isolément exprime la probabilité d'un événement composé de A répété autant de fois que le marque l'exposant de la lettre e, et de B répété autant de fois que le marque l'exposant de la lettre f.

Le plus souvent on ne fixe pas d'une manière précise le nombre de répétitions du même événement, mais on lui assigne seulement une limite. C'est ainsi qu'on peut chercher la probabilité de n'avoir pas moins de $p-1$ événements A sur le nombre p d'épreuves, énoncé qui admet aussi le cas où il arriverait p événements A, et auquel satisfont par conséquent les deux premiers termes de la formule ci-dessus : la probabilité de ces événements sera donc indiquée par

$$e^p + \frac{p}{1} e^{p-1} f,$$

somme des deux premiers termes.

De même la somme des trois premiers,

$$e^p + \frac{p}{1} e^{p-1} f + \frac{p(p-1)}{1.2} e^{p-2} f^2,$$

indiquera la probabilité de ne pas avoir moins de $p-2$ événements A, et plus de 2 événements B.

Et en général la somme des termes de la formule, depuis le premier jusqu'à celui qui est affecté de $e^{p-q} f^q$, c'est-à-dire

$$e^p + \frac{p}{1} e^{p-1} f + \ldots + \frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} e^{p-q} f^q,$$

indiquera la probabilité de ne pas avoir moins de $p-q$ événements A, et plus de q événements B.

Si, par exemple, on demande la probabilité d'amener le point 6 au moins deux fois dans quatre jets successifs d'un dé à six faces, on fera

$$e=\frac{1}{6},\quad f=\frac{5}{6},\quad p=4,$$

et il viendra pour cette probabilité

$$e^4+4e^3f+6e^2f^2=\frac{1}{6^4}+4\frac{1.5}{6^4}+6\frac{1.25}{6^4}=\frac{1+20+150}{1296}=\frac{171}{1296},$$

entre $\frac{1}{7}$ et $\frac{1}{8}$.

Si l'on eût demandé seulement d'amener 6 au moins une fois, il aurait fallu prendre la somme des quatre premiers termes du développement de $(e+f)^4$; mais comme $e+f=1$, et que par conséquent $(e+f)^4=1$, la somme des quatre premiers termes est égale à $1-f^4$: il est donc plus court de calculer directement le terme f^4 pour le retrancher de l'unité, ce qui donnera

$$1-\frac{5^4}{6^4}=1-\frac{625}{1296}=\frac{671}{1296}$$

pour la probabilité demandée; et puisqu'elle surpasse $\frac{1}{2}$, il en résulte qu'il est *probable* que le point 6 arrivera au moins une fois dans quatre jets (9).

La probabilité de l'événement contraire est $f=\frac{625}{1296}$, puisque le terme f^4, ne contenant pas la lettre e, indique la répétition des seuls événements B : c'est donc par sa contraire que nous avons déterminé la probabilité demandée, et il faut opérer ainsi toutes les fois que l'expression de la première est plus simple que celle de la seconde.

23. On voit encore par l'exemple précédent comment

la probabilité d'amener le point 6 au moins une fois, qui n'était que $\frac{1}{6}$ à la première épreuve, s'est accrue par la répétition des jets du dé. Ce changement peut faire naître la question suivante : *déterminer le nombre d'épreuves nécessaire pour qu'un événement acquière une probabilité donnée.* Si l'on demandait en combien de jets du même dé on obtiendra la probabilité g que le point 6 arrivera au moins une fois, on aurait $e=\frac{1}{6}$, $f=\frac{5}{6}$, $q=p-1$, et il faudrait déterminer p par la condition que la somme des termes

$$e^p+\frac{p}{1}e^{p-1}f+\ldots+\frac{p}{1}ef^{p-1}$$

fût égale à g, ce qui ne pourrait se faire immédiatement que par des essais répétés ; mais en prenant la probabilité contraire, exprimée par le seul terme f^p, et qui, dans l'hypothèse proposée, doit être égale à $1-g$ ou k, on aura l'équation

$$f^p=k, \quad \text{d'où} \quad p\log f=\log k, \quad p=\frac{\log k}{\log f}.$$

Si l'on substitue aux lettres f et k les fractions $\frac{n}{s}$, $\frac{r}{t}$, on trouvera

$$p=\frac{1\frac{r}{t}}{1\frac{n}{s}}=\frac{1t-1r}{1s-1n}.$$

J'appliquerai cette formule au problème qui paraît avoir été le premier de ce genre que les géomètres aient résolu, c'est celui de *trouver le nombre de jets de deux dés, dans lequel il y a autant de probabilité d'amener deux* 6 (ou *sonnez*) *que de ne pas le faire.* Pour cet exemple, on a

$$k=\frac{1}{2},\ e=\frac{1}{36},\ f=\frac{35}{36}(7), \quad \text{d'où} \quad p=\frac{12}{136-135}=24{,}6;$$

ce qui montre que l'événement proposé est moins probable que le contraire, quand on n'embrasse que vingt-quatre jets, et plus probable quand on en prend vingt-cinq.

24. Cette conclusion paraissait fausse au chevalier de Méré, qui proposa le problème à Pascal dont il tourna les méditations sur le calcul des probabilités. Ce chevalier, homme d'esprit, mais étranger aux mathématiques, croyait que puisqu'il suffisait de 4 jets pour arriver à une probabilité, surpassant $\frac{1}{2}$, d'amener le point 6 avec un seul dé, qui n'offrait que 6 chances à chaque coup, le jet de deux dés en présentant 36, ou 6 fois 6, il devait suffire de 6 fois 4 ou 24 jets pour obtenir le même résultat par rapport à l'événement 6, 6 (ou *sonnez*); le contraire lui paraissait *un grand scandale, qui lui faisait dire hautement que les propositions n'étaient pas constantes, que l'Arithmétique se démentait.* (Lettres de Pascal à Fermat, *Œuvres de Pascal*, t. IV, p. 419.)

La difficulté précédente, fondée sur l'ignorance des formes du calcul, n'est pas la seule qu'on ait élevée contre l'évaluation des probabilités dans les épreuves répétées : d'Alembert a voulu jeter du doute sur les principes mêmes. L'exposition et la réfutation d'une seule de ses objections suffiront pour les faire apprécier toutes; car elles n'ont obtenu l'assentiment d'aucun géomètre distingué, et elles prouvent seulement qu'il peut arriver aux hommes le plus justement célèbres de s'égarer, même dans un sujet fort simple.

Suivant d'Alembert, lorsqu'on jette un dé à deux faces, que je désignerai par A et B, le pari d'amener la face A au moins une fois en deux coups n'a en sa faveur qu'une probabilité $\frac{2}{3}$, au lieu de $\frac{3}{4}$ que donne le principe du n° 20; car, dit-il, si l'on amène A du premier coup, le jeu est fini, et si l'on amène, au contraire, la face B, il faudra

jouer le second coup, qui donnera A ou B, en sorte qu'il ne peut réellement arriver que l'un de ces 3 événements, A, BA, BB, dont 2 font gagner le pari (*). Cela est vrai; mais l'erreur consiste à supposer aux deux derniers la même possibilité qu'au premier : elle est du genre de celle qui a été indiquée dans le n° 18.

En effet, la probabilité de l'arrivée de A au premier coup est $\frac{1}{2}$, comme celle de B; mais celle des événements composés BA et BB, qui n'ont lieu qu'au deuxième coup, est, avant le premier coup, $\frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}=\frac{1}{4}$; ainsi, le joueur qui parie d'amener A au moins une fois a en sa faveur, avant ce coup, la probabilité

$$\frac{1}{2}+\frac{1}{4}=\frac{3}{4},$$

la même qu'on obtiendrait en embrassant les quatre arrangements que présentent les deux épreuves combinées ensemble, savoir :

AA, AB, BA, BB (**).

En général, il est visible qu'il y a le même nombre de chances dans n jets successifs du même dé, et dans le jet simultané de n dés semblables. Il paraît, par les Lettres de Pascal à Fermat, qu'il était tombé d'abord dans une erreur analogue à celle que nous venons de relever (***).

25. On peut aussi déterminer les probabilités simples d'après celles des événements composés. Par exemple, *un joueur ayant reconnu que, dans une partie formée de trois points, il peut en céder deux à son adversaire pour éta-*

(*) *Opuscules mathématiques* de d'Alembert, t. II, p. 20.

(**) *Essai philosophique sur les probabilités*, page 13 de la cinquième édition in-8°.

(***) *Œuvres de Pascal*, t. IV, p. 424.

blir entre eux l'égalité, on demande la probabilité qu'a le premier joueur de gagner un point.

Il résulte de l'énoncé qu'il a la probabilité $\frac{1}{2}$ de gagner trois points de suite, puisqu'il perdrait la partie si son adversaire en gagnait un auparavant. On a donc, pour ce cas,

$$e^3 = \tfrac{1}{2}, \quad \text{d'où} \quad e = \frac{1}{\sqrt[3]{2}};$$

ce qui revient à environ 0,7937, un peu moins de $\frac{4}{5}$.

Si le premier joueur ne cédait qu'un point sur trois, alors les chances en sa faveur seraient de gagner les trois points de suite, ou en quatre coups au plus; car s'il manquait deux coups, son adversaire gagnerait la partie. Ainsi l'on aurait

$$e^3 + 4e^3 f = \tfrac{1}{2} \quad \text{ou} \quad 4e^3 - 3e^4 = \tfrac{1}{2},$$

en mettant pour f sa valeur $1 - e$. Cette équation étant résolue ferait connaître e; on trouverait 0,6143 environ (*).

26. La considération des divers événements composés qui peuvent arriver dans les épreuves répétées du même jeu mérite toute notre attention, parce qu'elle fournit, ainsi que l'a remarqué d'abord Jacques Bernoulli dans la quatrième partie de l'*Ars conjectandi*, et ensuite Condorcet dans ses divers écrits sur le calcul des probabilités, les meilleures bases que l'on puisse donner à la philosophie de ce calcul pour fonder l'utilité de ses applications.

Les termes du développement de $(m + n)^p$ indiquant les chances favorables à chacun des événements composés qui, dans un nombre p d'épreuves, peuvent résulter des diverses successions d'événements simples A et B, il est

(*) *Doctrine of Chances*, p. 35.

facile de *déterminer lequel de ces événements composés a le plus de chances en sa faveur, et est par conséquent le plus probable.* Il suffit, pour cela, de chercher quel est de tous les termes du développement $(m+n)^p$ celui dont la valeur est la plus considérable. Avant de passer à la solution générale de ce problème, je crois à propos d'en donner quelques exemples numériques pour ceux des lecteurs à qui l'Algèbre ne serait pas très-familière.

Premièrement, si l'on fait $m=n$, le plus grand terme sera celui qui occupe le milieu de la formule, quand le nombre p est pair; et lorsque ce nombre sera impair, il y aura deux termes consécutifs égaux, surpassant tous les autres et placés aussi dans le milieu du développement, comme on le voit ci-dessous dans les premières puissances du binôme $m+n$:

$$(m+n)^2 = m^2 + 2\,mn + n^2,$$
$$(m+n)^3 = m^3 + 3\,m^2n + 3\,mn^2 + n^3,$$
$$(m+n)^4 = m^4 + 4\,m^3n + 6\,m^2n^2 + 4\,mn^3 + n^4,$$
$$(m+n)^5 = m^5 + 5\,m^4n + 10\,m^3n^2 + 10\,m^2n^3 + 5\,mn^4 + n^5.$$

Les termes $2\,mn$ et $6\,m^2n^2$ du milieu de la seconde et de la quatrième deviennent respectivement $2\,m^2$ et $6\,m^4$, lorsque $m=n$, et ce sont les plus considérables, parce qu'ils ne diffèrent des autres que par leur coefficient, qui est le plus grand de tous ceux de la formule. Les termes $3\,m^2n$ et $3\,mn^2$ dans la troisième puissance, se changeant en $3\,m^3$, deviennent égaux; il en arrive autant, dans la cinquième, aux termes $10\,m^3n^2$ et $10\,m^2n^3$, qui se changent en $10\,m^5$ et ont le plus grand coefficient.

Il résulte de là que, si l'on considère un jeu où le nombre des chances soit le même en faveur de l'événement A et de son contraire B, les événements composés les plus probables seront 1 fois A et 1 fois B dans 2 épreuves, 2 fois A et 2 fois B dans 4 épreuves, et ainsi de suite lorsque le nombre des épreuves est pair. Quand ce nombre

est impair, il y a dans chaque épreuve deux événements composés dont la probabilité est égale et surpasse celle de tous les autres, savoir : ceux d'amener 2 fois A et 1 fois B, ou 2 fois B et 1 fois A dans 3 épreuves ; 3 fois A et 2 fois B, ou 2 fois A et 3 fois B dans 5 épreuves, et ainsi de suite.

Les probabilités de ces divers événements seront

pour 1 fois A et 1 fois B, $\frac{2m^2}{(m+m)^2} = \frac{2}{4} = \frac{1}{2}$,

2 fois A et 2 fois B, $\frac{6m^4}{(m+m)^4} = \frac{6}{16} = \frac{3}{8}$,

pour 2 fois A et 1 fois B ou 1 fois A et 2 fois B $\frac{3m^3}{(m+m)^3} = \frac{3}{8}$,

pour 3 fois A et 2 fois B ou 2 fois A et 3 fois B $\frac{10m^5}{(m+m)^5} = \frac{10}{32} = \frac{5}{16}$.

Ces diverses probabilités décroissent à mesure que le nombre des épreuves augmente ; et cela est tout simple, car si chacune est la plus grande de toutes celles qui naissent du nombre d'épreuves dont elle fait partie, elle ne répond qu'à un seul des événements composés, qui se multiplient à mesure que l'on embrasse un plus grand nombre d'épreuves.

Il n'en est pas ainsi pour les probabilités relatives des divers événements composés fournis par le même nombre d'épreuves. Par exemple, la probabilité d'amener plutôt 1 fois A et 1 fois B que 2 fois A étant le quotient de la probabilité absolue du premier de ces deux événements composés par la somme des probabilités de l'un et de l'autre (13), on aura

$$\frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{4}+\frac{1}{2}} = \frac{2}{3}.$$

La probabilité d'avoir plutôt 2 fois A et 2 fois B que

4 fois A de suite se trouvera de même égale à

$$\frac{\frac{3}{8}}{\frac{1}{16}+\frac{3}{8}}=\frac{6}{7},$$

fraction qui surpasse $\frac{2}{3}$. On obtiendrait toujours des résultats semblables en poursuivant le calcul, et l'on en conclurait la différence de possibilité entre les événements composés de la répétition constante du même événement simple, et celui dont la composition se rapproche le plus du rapport de possibilité des événements simples. Le seul bon sens suffit sans doute pour mener à ces conclusions, mais il n'en pourrait donner les valeurs précises, de même qu'il n'avait pu faire deviner au chevalier de Méré la réponse à la question qu'il s'était proposée : l'emploi du calcul sera donc indispensable toutes les fois qu'il s'agira de déterminer des valeurs résultant d'opérations compliquées ou comprises dans des limites étroites.

27. Les formules générales correspondant aux remarques du numéro précédent se présentent d'elles-mêmes, puisqu'il ne s'agit que de calculer le terme qui tient le milieu dans le développement d'une puissance paire du binôme, ou les deux qui en prennent la place, quand la puissance est impaire.

L'expression du premier est

$$\frac{p(p-1)\ldots\left(p-\frac{p}{2}+1\right)}{1.2\ldots\frac{p}{2}}m^{\frac{1}{2}p}n^{\frac{1}{2}p}$$

$$=\frac{p(p-1)\ldots\left(\frac{p}{2}+1\right)}{1.2\ldots\frac{p}{2}}m^{p},$$

lorsque $m = n$; celle des autres est

$$\frac{p(p-1)\ldots\left(p-\frac{p-1}{2}+1\right)}{1.2\ldots\frac{p-1}{2}}\,m^{\frac{1}{2}(p+1)}n^{\frac{1}{2}(p-1)}$$

$$=\frac{p(p-1)\ldots\left(\frac{p+1}{2}+1\right)}{1.2\ldots\frac{p-1}{2}}\,m^{p}.$$

Pour en calculer la valeur, quand p est très-grand, il faudrait former des produits composés d'un nombre considérable de facteurs, ce qui devient bientôt impraticable, à moins qu'on ne s'aide d'une formule très-curieuse et très-commode, découverte par Stirling, ou de celles que Laplace a données dans les *Mémoires de l'Académie des Sciences*, années 1781 et 1782, et dans sa *Théorie analytique des Probabilités* : on trouvera la première dans la Note I, à la fin du présent ouvrage.

En l'employant au calcul de la probabilité d'obtenir 50 fois l'événement A et 50 fois l'événement B, sur 100 épreuves, on trouve 0,0795892, probabilité très-petite en elle-même, parce qu'il ne s'agit que d'un seul événement pris parmi 101 ; mais si on la compare à celle d'amener 100 fois de suite l'événement A, on aura

$$\frac{0,0796}{\frac{1}{2^{100}}+0,0796},\quad \text{ou, à très-peu près,}\quad 1-\frac{1}{2^{100}\times 0,0796},$$

ce qui ne diffère pas sensiblement de l'unité, puisque le dénominateur de la fraction qu'il faut retrancher de cette unité, étant développé, aurait 30 chiffres.

Ce résultat montre la différence énorme qu'il y a entre les possibilités respectives des deux événements dont je viens de faire la comparaison ; mais aussi il faut observer que la probabilité d'amener sans interruption, soit l'évé-

nement A, soit l'événement B, est plus petite que celles de tous les autres événements composés; celles-ci vont en augmentant à mesure qu'on se rapproche du terme moyen.

28. Lorsqu'il n'y a pas le même nombre de chances en faveur des événements simples A et B, l'*événement composé le plus probable est* encore *celui dans lequel le nombre des événements* A *est à celui des événements* B *dans le rapport du nombre des chances favorables au premier au nombre des chances favorables au second.*

Pour bien faire comprendre cet énoncé, prenons $m = 3$, $n = 2$, et faisons successivement $p = 5$, $= 10$. Dans le premier cas, le terme le plus considérable du développement de $(m + n)^5$ sera

$$10m^3n^2 = 1080, \text{ et donnera } \frac{1080}{5^5} = \frac{1080}{3125}, \text{ environ } \frac{1}{3},$$

pour la probabilité d'obtenir en 5 épreuves 3 fois l'événement A et 2 fois l'événement B. Le plus grand terme du développement de $(m + n)^{10}$ est

$$\frac{10.9.8.7}{1.2.3.4} m^6n^4 = 210\, m^6n^4 = 210.3^6.2^4 = 2449440,$$

d'où il résulte

$$\frac{210.3^6.2^4}{5^{10}} = \frac{2449440}{9765625}, \quad \text{environ } \frac{2}{9},$$

pour la probabilité d'amener en 10 épreuves 6 événements A et 4 événements B, nombres qui sont dans le rapport de 3 à 2. Cette probabilité est moindre que la précédente, par la raison déjà alléguée dans le n° 26; mais elle est toujours la plus grande relativement à toutes celles qui se déduisent du même développement.

Les multiples de 5 pouvant seuls se partager en deux nombres entiers qui soient entre eux dans le rapport de 3 à 2, le développement des puissances dont l'exposant

n'est pas un multiple de 5 ne contient pas de termes où les exposants des lettres m et n soient dans ce rapport; mais les termes qui approchent le plus de remplir cette condition sont les plus considérables. C'est ce qu'on va voir par la détermination algébrique du plus grand terme du développement de $(m+n)^p$.

29. Le terme général du développement de $(m+n)^p$ étant

$$\frac{p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}m^{p-q}n^q,$$

est précédé par

$$\frac{p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+2)}{1.2.3\ldots(q-1)}m^{p-q+1}n^{q-1};$$

et en divisant la première de ces expressions par la seconde, on aura

$$\frac{p-q+1}{q}\,\frac{n}{m}$$

pour le rapport de deux termes consécutifs pris à une place quelconque du développement proposé, valeur qui diminue à mesure que le nombre q augmente.

Cela posé, il est évident qu'un terme surpassera celui qui le précède, ou sera moindre, selon que

$$\frac{p-q+1}{q}\,\frac{n}{m}>1, \quad \text{ou} \quad <1.$$

Dans le premier cas on aura

$$pn-qn+n>qm, \quad \text{d'où} \quad q<\frac{pn+n}{m+n},$$

et dans le second

$$pn-qn+n<qm, \quad \text{d'où} \quad q>\frac{pn+n}{m+n}.$$

La valeur de q, après laquelle le rapport dont il s'agit devient moindre que 1, étant celle où s'arrête l'accroissement des termes consécutifs, donne nécessairement le

plus grand terme, à partir duquel les autres vont en décroissant vers chaque extrémité du développement.

Si $\frac{pn+n}{m+n}$ était un nombre entier, en le prenant pour la valeur de q, le rapport dont il s'agit serait précisément égal à l'unité : il y aurait donc deux termes consécutifs égaux et plus grands que tous les autres.

Dans le cas contraire, il faut prendre pour la première valeur de q le nombre entier immédiatement au-dessous de $\frac{pn+n}{m+n}$, et qui, par conséquent, en diffère de moins que l'unité : ainsi q est compris entre les nombres fractionnaires

$$\frac{pn+n}{m+n} - 1 = \frac{pn-m}{m+n} \quad \text{et} \quad \frac{pn+n}{m+n},$$

dont la différence est $\frac{m+n}{m+n} = 1$.

Lorsque $p = r(m+n)$, il vient

$$p < rn + \frac{n}{m+n} \quad \text{et} \quad > rn - \frac{m}{m+n};$$

q est donc le nombre entier rn, et par conséquent $p - q = rm$.

Maintenant, soit M le terme le plus considérable du développement de $(m+n)^p$; la probabilité relative de l'événement composé auquel il répond, comparé à celui auquel répond un autre terme K, étant exprimée par

$$\frac{M}{K+M} \quad (13),$$

approchera d'autant plus de l'unité que K sera plus petit par rapport à M, ce qui démontre la remarque faite dans le n° 26, en la généralisant, puisque ici m et n sont supposés quelconques.

On voit donc, par ce qui précède, *que de tous les évé-*

nements composés qui peuvent se présenter dans un nombre $r(m+n)$ d'épreuves, le plus probable, comparativement à chacun des autres en particulier, est celui qui répond au terme affecté de $m^{rm} n^{rn}$, dans lequel les événements A *et* B *sont répétés l'un rm fois, l'autre rn, c'est-à-dire proportionnellement à leur probabilité particulière.*

30. Après avoir reconnu la forme du terme qui surpasse tous les autres, il faut encore examiner la marche de ses rapports avec ceux-ci.

Pour cela, prenons comme ci-dessus $p = r(m+n)$, q deviendra rn, et l'expression $\frac{p-q+1}{q}\,\frac{n}{m}$ du rapport de deux termes consécutifs donnera

$$\frac{r(m+n)-rn+1}{rn}\,\frac{n}{m} = \frac{rm+1}{rm},$$

pour le quotient du plus grand terme divisé par celui qui le précède immédiatement. Si l'on divise par rm le numérateur et le dénominateur de ce quotient, on obtiendra $1+\frac{1}{rm}$, quantité qui approche d'autant plus de l'unité que le nombre r est plus grand.

Si l'on prenait le plus grand terme pour diviseur, au lieu de celui qui le précède, le rapport devenant inverse serait exprimé alors par $\frac{1}{1+\frac{1}{rm}}$.

Dans le terme qui suit M, q devient $rn+1$, et l'on a

$$\frac{rm}{rn+1}\,\frac{n}{m} = \frac{rn}{rn+1} = \frac{1}{1+\frac{1}{rn}},$$

fraction qui tend sans cesse vers l'unité à mesure que r augmente.

En passant ainsi à des termes distants de deux, de trois, etc., places du terme M, on reconnaîtra sans peine que de chaque côté de ce terme le décroissement devient de moins en moins rapide, lorsqu'on augmente la valeur assignée au nombre r. De là résulte, dans les environs du plus grand terme, la réunion de ceux dont les valeurs sont les plus considérables et qui composent la plus forte partie de celle du développement entier.

31. Quand on s'approche davantage des extrémités de ce développement, *on arrive à des termes dont le rapport avec* M *décroît de manière qu'on peut toujours assigner à r une valeur assez grande pour que ce rapport devienne aussi petit qu'on voudra.* Voici à peu près comment Jacques Bernoulli a démontré cette importante proposition.

En considérant le plus grand terme M et deux autres qui en soient éloignés de r placés, soit avant, soit après, on aura à comparer les termes

$$\lambda m^{rm+r} n^{rn-r}, \quad \mu m^{rm} n^{rn}, \quad \lambda' m^{rm-r} n^{rn+r},$$

dont, pour abréger, j'ai représenté les coefficients par λ, μ et λ'; et si ces trois termes sont désignés respectivement par les lettres L, M et L', on aura

$$\frac{M}{L} = \frac{(rm+r)(rm+r-1)\ldots(rm+1)}{(rn-r+1)(rn-r+2)\ldots rn}\,\frac{n^r}{m^r},$$

$$\frac{M}{L'} = \frac{(rn+r)(rn+r-1)\ldots(rn+1)}{(rm-r+1)(rm-r+2)\ldots rm}\,\frac{m^r}{n^r},$$

après la suppression des facteurs communs aux deux termes de chaque rapport. Le second ne diffère du premier que par le changement de m en n, et réciproquement.

Cela posé, il faut d'abord montrer que la valeur du rapport $\frac{M}{L}$ peut être rendue aussi grande qu'on le voudra;

pour cela on décomposera les puissances n^r et m^r dans leurs facteurs, afin de les joindre à chacun de ceux des coefficients, ce qui donnera

$$\frac{M}{L} = \frac{rmn + rn}{rmn - rm + m} \times \frac{rmn + rn - n}{rmn - rm + 2m} \times \ldots \times \frac{rmn + n}{rmn},$$

produit composé de r facteurs. Celui dont le rang est marqué par q a pour expression

$$\frac{rmn + rn - (q-1)n}{rmn - rm + qm} = \frac{mn + n - \frac{(q-1)n}{r}}{mn - m + \frac{qm}{r}},$$

lorsqu'on divise les deux termes par r. Il faut d'abord observer que tous ces facteurs surpassent l'unité; car si l'on retranche le dénominateur du numérateur, le reste $(m+n)\left(1 - \frac{q}{r}\right) + \frac{n}{r}$ se réduit à $\frac{n}{r}$, quand on y met pour q sa plus grande valeur r, et demeure par conséquent toujours positif.

On voit ensuite que, pour une même valeur de q, le numérateur croît, tandis que le dénominateur décroît lorsque r ou le nombre des facteurs augmente; d'où il suit que leurs valeurs augmentent avec leur nombre, et que, par conséquent, leur produit devient de plus en plus grand.

Enfin, pour une même valeur de r, le numérateur diminuant lorsque q augmente, tandis que le contraire a lieu pour le dénominateur, il est évident que les facteurs dont il est question forment alors une progression décroissante, dont le premier et le dernier terme

$$\frac{mn + n}{mn - m + \frac{m}{r}}, \quad \frac{mn + \frac{n}{r}}{mn},$$

comprennent entre eux la quantité

$$\frac{mn+n}{mn}=\frac{m+1}{m}.$$

Or, il est toujours possible d'assigner la valeur d'un nombre q tel, que $\left(\frac{m+1}{m}\right)^q$ égale ou surpasse un nombre donné c; car, en posant

$$\left(\frac{m+1}{m}\right)^q=c,$$

et passant aux logarithmes, on trouve

$$q[\mathrm{l}(m+1)-\mathrm{l}m]=\mathrm{l}c, \quad \text{d'où} \quad q=\frac{\mathrm{l}c}{\mathrm{l}(m+1)-\mathrm{l}m}.$$

Si cette valeur de q n'est pas un nombre entier, on prendra celui qui la surpasse immédiatement.

Maintenant on peut faire en sorte que le facteur placé au rang marqué par q, dans la valeur de $\frac{\mathrm{M}}{\mathrm{L}}$, devienne égal à $\frac{m+1}{m}$; il suffit pour cela de poser l'équation

$$\frac{rmn+rn-(q-1)n}{rmn-rm+qm}=\frac{m+1}{m},$$

et de déterminer r en conséquence. Cette équation, qui revient à

$$\frac{rmn+rn-(q-1)n}{rn-r+q}=m+1,$$

donne

$$r=q+\frac{qn-n}{m+1}, \quad r(m+n)=\left(q+\frac{qn-n}{m+1}\right)(m+n).$$

Par cette valeur de r, les $q-1$ facteurs pris sur la gauche de celle de $\frac{\mathrm{M}}{\mathrm{L}}$ surpassant $\frac{m+1}{m}$ qui est égal à celui du rang q, le produit des premiers multipliés par ce dernier

surpassera nécessairement $\left(\frac{m+1}{m}\right)^q$, c'est-à-dire le nombre c; enfin les facteurs qui suivent étant tous >1, le produit complet, ou la valeur de $\frac{M}{L}$, surpassera à plus forte raison le nombre c.

Par ce qui précède on a donc déterminé le nombre r, de manière qu'en élevant le binôme $m+n$ à la puissance marquée par $r(m+n)$, le rapport $\frac{M}{L}$ surpassera tel nombre donné qu'on voudra.

Pour traiter de même le second rapport $\frac{M}{L'}$, il suffira, suivant la remarque faite à la page 45, de changer m en n, et réciproquement, dans les formules précédentes, ce qui donnera

$$\left(\frac{n+1}{n}\right)^q = c, \quad q = \frac{\mathrm{l}\,c}{\mathrm{l}(n+1) - \mathrm{l}\,n},$$

$$r = q + \frac{qm - m}{n+1}, \quad r(m+n) = \left(q + \frac{qm-m}{n+1}\right)(m+n).$$

Lorsque cette valeur de r différera de la précédente, ce qui aura lieu presque toujours, il faudra employer la plus considérable des deux, qui rendra en même temps

$$\frac{M}{L} \quad \text{et} \quad \frac{M}{L'} > c.$$

32. Si, d'après ce qui précède, la probabilité relative de l'événement qui répond au plus grand terme du développement de $(m+n)^p$ augmente avec p, il n'en est pas ainsi de la probabilité absolue de cet événement: celle-ci diminue, au contraire, à mesure que le nombre des épreuves augmente, ainsi qu'on l'a déjà vu par des exemples dans le n° 26; mais pour s'assurer de la chose en général, il faut avoir recours à la formule de Stirling, citée à la page 40; c'est ce qu'on verra dans la Note I. Admettant ici le fait que cette probabilité peut être ren-

due aussi petite qu'on le voudra, en prenant r suffisamment grande, il s'ensuivra la même conclusion pour les autres probabilités, qui sont toujours moindres que celle-là.

Ceci prouve encore que la probabilité d'obtenir un nombre d'événements A plus grand ou moindre que rm d'une quantité constante q diminue sans cesse et peut devenir aussi petite qu'on voudra; car cette probabilité se compose des termes commençant à celui qui est affecté de $m^{rm+q}n^{rn-q}$ et finissant à $m^{rm-q}n^{rn+q}$ inclusivement, dont le nombre est $2q+1$ et dont chacun peut devenir aussi petit qu'on voudra.

33. Mais, par suite de la réunion des termes dont la valeur est la plus considérable dans les environs du plus grand de tous, *il y a une probabilité qui va toujours croissant, c'est celle que les nombres qui marquent les répétitions des événements simples* A *et* B, *étant comparés au nombre des épreuves, formeront des rapports qui ne s'écarteront pas des probabilités de ces événements au delà d'une limite donnée.*

Considérons d'abord, pour plus de simplicité, le cas où il y a le même nombre de chances en faveur de chacun des événements simples, et cherchons la probabilité d'en obtenir d'une composition telle, que le nombre des A ne surpasse pas les $\frac{3}{5}$ du nombre d'épreuves et ne soit pas moindre que les $\frac{2}{5}$, fractions entre lesquelles se trouve compris $\frac{1}{2}$, probabilité particulière des événements A et B, et dont elle ne diffère que de $\frac{1}{10}$ en plus ou en moins. Si nous ne considérons d'abord que 5 épreuves, la probabilité de ne pas obtenir plus de 3 et moins de 2 événements A se trouvera en prenant, dans le développement $(e+f)^5$, la partie

$$10e^3f^2+10e^2f^3 \quad (22);$$

en y faisant $e=f=\frac{1}{2}$, elle donnera $\frac{20}{32}=\frac{5}{8}$.

Passons maintenant au cas où l'on embrasserait 10 épreuves, et où il faudrait par conséquent obtenir au plus 6 et au moins 4 événements A; nous prendrons alors, dans le développement de $(e+f)^{10}$, la partie

$$210e^6f^4 + 252e^5f^5 + 210e^4f^6,$$

dont on trouvera la valeur égale à $\frac{672}{1024} > \frac{5}{8}$, qui revient à $\frac{640}{1024}$.

L'accroissement de la probabilité cherchée est encore fort petit; mais il devient plus rapide à mesure qu'on augmente le nombre des épreuves. Lorsqu'on en considère 100, nombre dont les $\frac{3}{5} = 60$ et les $\frac{2}{5} = 40$, on doit prendre, dans le développement de $(e+f)^{100}$, la partie qui commence au terme affecté de $e^{60}f^{40}$ et finit au terme affecté de $e^{40}f^{60}$: l'opération s'abrége un peu lorsqu'on part du terme du milieu rapporté dans le n° 27.

En représentant par C le coefficient de ce terme, par C_1 celui du terme qui vient après, par C_2 celui du terme qui vient après ce dernier, et ainsi des autres, on formera l'expression

$$Ce^{60}f^{50} + C\frac{50}{51}e^{49}f^{51} + C_1\frac{49}{52}e^{48}f^{52} + \ldots + C_9\frac{41}{60}e^{40}f^{60},$$

où l'on voit comment chaque terme se forme du précédent, et où il faut observer qu'à cause de $e = f = \frac{1}{2}$,

$$e^{60}f^{50} = e^{49}f^{51} = \ldots = e^{40}f^{60} = \frac{1}{2^{100}}.$$

Quant aux 10 termes qui précèdent $Ce^{50}f^{50}$, comme ils sont les mêmes que ceux qui les suivent, il suffira de doubler les derniers pour tenir compte des premiers, et en s'aidant des logarithmes, on trouvera sans peine que la somme cherchée est environ $\frac{96}{100}$, probabilité fort approchante de l'unité.

Si l'on avait assigné au rapport du nombre des événe-

ments A avec le nombre des épreuves, des limites plus resserrées, on aurait trouvé une probabilité moindre. En n'étendant, par exemple, l'expression précédente que depuis le terme affecté de $e^{55}f^{45}$ jusqu'à celui qui est affecté de $e^{45}f^{55}$, on aurait pour limites $\frac{55}{100}=\frac{11}{20}$ et $\frac{45}{100}=\frac{9}{20}$, dont la différence avec $\frac{1}{2}$ est seulement $\frac{1}{20}$; mais on n'obtiendrait qu'une probabilité égale à $\frac{73}{100}$.

Ces résultats ne pourraient être que pressentis par le raisonnement seul; il faut le secours du calcul pour en déterminer avec exactitude la valeur et même la nature. On peut bien voir aussi par ces exemples que l'augmentation de probabilité, à mesure qu'on embrasse un plus grand nombre d'épreuves, n'a lieu que pour les limites du rapport de ce nombre avec celui des événements d'une espèce donnée, et non pas pour un nombre déterminé d'événements composés.

Si l'on cherchait, par exemple, la probabilité de n'obtenir qu'un événement A de plus ou de moins que la moitié du nombre des épreuves, en prenant ce nombre égal à 10, la probabilité demandée se composerait de la somme des termes affectés de e^6f^4, e^5f^5, e^4f^6 dans le développement de $(e+f)^{10}$, et s'élèverait à $\frac{65}{100}$ environ; tandis que pour 100 épreuves la même probabilité, formée encore de trois termes, savoir, des termes affectés de $e^{51}f^{49}$, $e^{50}f^{50}$, $e^{49}f^{51}$ dans le développement de $(e+f)^{100}$, ne serait plus que d'environ $\frac{23}{100}$, ce qui s'accorde bien avec ce qu'on a vu dans le n° 32.

Au contraire, quand il s'est agi des limites $\frac{3}{5}$ et $\frac{2}{5}$ dans le rapport du nombre des épreuves à celui des événements A, le nombre des termes composant la probabilité cherchée a toujours été en croissant : il y en avait 2 pour 5 épreuves, 3 pour 10 et 21 pour 100.

34. Ce qu'on vient de voir sur des exemples particuliers résulte d'une proposition de la plus haute impor-

tance, démontrée, pour la première fois, par Jacques Bernoulli, et qui s'énonce ainsi :

On peut toujours assigner un nombre d'épreuves tel, qu'il donne une probabilité aussi approchante de la certitude qu'on le voudra, que le rapport du nombre de répétitions du même événement à celui des épreuves ne s'écartera pas de la probabilité simple de cet événement, au delà de limites données, quelque resserrées qu'on suppose ces limites.

Pour le prouver, soit $\frac{m}{m+n}$ la probabilité d'un événement A, p le nombre des épreuves, qui fournirait $\frac{mp}{m+n}$ événements de cette espèce, s'ils se répétaient exactement d'après leur probabilité simple; mais supposons que le rapport, au lieu d'être précisément égal à $\frac{m}{m+n}$, soit seulement compris entre les fractions $\frac{m+1}{m+n}$ et $\frac{m-1}{m+n}$, en sorte que, sur le nombre p d'épreuves, il n'y ait pas plus de $\frac{m+1}{m+n}p$, ni moins de $\frac{m-1}{m+n}p$ événements A; et pour que ces derniers nombres soient entiers, faisons $p = r(m+n)$. Ils deviendront respectivement $rm + r$, $rm - r$; ainsi dans le développement de $(m+n)^{rm+rn}$, les $2r+1$ termes pris depuis celui où l'exposant de la lettre m est $rm + r$, jusqu'au terme où cet exposant est $rm - r$ inclusivement, donneront toutes les chances pour les événements dont la composition est renfermée entre les limites assignées ci-dessus. Le plus grand terme du développement se trouvera placé au milieu de ceux que je viens d'indiquer; car leur ensemble pourra être représenté par

$$\lambda m^{rm+r}n^{rn-r} + \ldots + \mu m^{rm}n^{rn} + \ldots + \lambda' m^{rm-r}n^{rn+r}.$$

Cela posé, il suit de la proposition démontrée dans le

n° 31, que la somme des r termes compris entre M et L inclusivement peut être rendue aussi grande que l'on voudra par rapport à la somme des r termes, pris sur la gauche de L, ou en allant vers le premier terme du développement. En effet, si l'on désigne par F, G, H, etc., les termes compris entre M et L, en allant de M à L, puis par P, Q, R., etc., les termes qui précèdent L en allant vers le premier terme m^{rm+rn}, comme le rapport des termes consécutifs du développement dont il s'agit croît en allant vers la gauche, à partir de M (29), on aura

$$\frac{M}{F} < \frac{L}{P}, \quad \frac{F}{G} < \frac{P}{Q}, \quad \frac{G}{H} < \frac{Q}{R}, \ldots,$$

d'où

$$\frac{M}{L} < \frac{F}{P} < \frac{G}{Q} < \frac{H}{R} \ldots;$$

mais il est évident que

$$\frac{M}{L} = \frac{\frac{M}{L}P + \frac{M}{L}Q + \frac{M}{L}R + \ldots,}{P + Q + R + \ldots}:$$

en substituant donc à $\frac{M}{L}$, dans le second membre, les rapports $\frac{F}{P}$, $\frac{G}{Q}$, $\frac{H}{R}$, etc., qui surpassent tous $\frac{M}{L}$, il en résultera

$$\frac{M}{L} < \frac{\frac{F}{P}P + \frac{G}{Q}Q + \frac{H}{R}R + \ldots}{P + Q + R + \ldots},$$

c'est-à-dire

$$< \frac{F + G + H + \ldots}{P + Q + R + \ldots}.$$

Il suit de là que la valeur de r qui rend $\frac{M}{L} > c$ rendra à plus forte raison

$$\frac{F + G + H + \ldots}{P + Q + R + \ldots} > c,$$

et

$$F + G + H + \ldots > c(P + Q + R + \ldots).$$

Or, le terme M, affecté de $m^{rm}n^{rn}$, en a rn avant lui; L, pris r places avant M, a par cette raison $rn - r$ ou $r(n - 1)$ termes avant lui, qui pourront être partagés en $n - 1$ groupes composés chacun de r termes dont la subordination sera la même que celle qui vient d'être indiquée entre les termes F, G, etc., placés sur la gauche de M jusqu'à L, et les termes P, Q, etc., placés à la gauche de L, dans le groupe qui précède ce dernier. Si donc on prend $c = i(n - 1)$, ce qui donnera

$$F + G + H + \ldots > i(n - 1)(P + Q + R + \ldots),$$

le premier groupe surpassera i fois le second pris $(n - 1)$ fois, c'est-à-dire autant de fois qu'il y a de groupes, desquels chacun est plus petit que celui qui le précède à partir de M : il est donc vrai que ce premier groupe surpassera au moins i fois la somme de tous les autres.

On prouverait de même, en posant $c = i(m - 1)$, que la somme des termes pris depuis M exclusivement jusqu'à L′ surpasserait i fois les $m - 1$ groupes de r termes compris depuis L′ jusqu'au dernier terme sur la droite du développement, si $\frac{M}{L'} > i(m - 1)$: la somme des termes compris depuis L jusqu'à L′ inclusivement (sans même y faire entrer le terme M) surpassera donc plus de i fois le reste du développement de $(m + n)^{rm+rn}$. En désignant ce reste par R, et posant seulement iR pour la somme des termes depuis L jusqu'à L′ inclusivement, on aura

$$\frac{\lambda m^{rm+r}n^{rn-r} + \ldots + \lambda' m^{rm-r}n^{rn+r}}{(m + n)^{r(m+n)}} = \frac{i\mathrm{R}}{i\mathrm{R} + \mathrm{R}} = \frac{i}{i + 1} = \frac{1}{1 + \frac{1}{i}},$$

fraction qui approche d'autant plus de l'unité, que i est plus grand. Ainsi la probabilité de n'avoir pas plus

de $r(m+1)$ et pas moins de $r(m-1)$ événements A, c'est-à-dire que le rapport du nombre des répétitions de A au nombre total des épreuves demeure renfermé entre les limites

$$\frac{m+1}{m+n} \quad \text{et} \quad \frac{m-1}{m+n},$$

approchera de l'unité aussi près qu'on voudra.

35. Ces fractions, quoique déterminées en apparence, peuvent représenter des limites aussi resserrées qu'on voudra; il suffit pour cela de mettre à la place de m et de n des nombres de plus en plus grands, ce qui est permis, pourvu qu'ils soient dans le même rapport que ceux des chances primitives (6); c'est-à-dire que, si l'on désigne par n' et m' ces derniers, on pourra faire $m = sm'$, $n = sn'$; les limites ci-dessus deviendront

$$\frac{sm'+1}{s(m'+n')} = \frac{m'+\frac{1}{s}}{m'+n'}, \quad \frac{sm'-1}{s(m'+n')} = \frac{m'-\frac{1}{s}}{m'+n'},$$

on aura en même temps

$$r(m+n) = rs(m'+n').$$

On passerait, au contraire, à des limites moins resserrées, en posant $m = \frac{m'}{s}$, $n = \frac{n'}{s}$, d'où il résulterait

$$\frac{m+1}{m+n} = \frac{m'+s}{m'+n'}, \quad \frac{m-1}{m+n} = \frac{m'-s}{m'+n'},$$

et

$$r(m+n) = \frac{r}{s}(m'+n').$$

36. Jacques Bernoulli applique ces formules au cas où $m' = 3$, $n' = 2$; il pose d'abord $m = 30$, $n = 20$, et cherche le nombre d'épreuves nécessaire pour avoir une probabilité, au moins égale à $\frac{1000}{1001}$, que le rapport du nom-

bre de répétitions de A au nombre des épreuves sera renfermé dans les limites $\frac{31}{50}$ et $\frac{29}{50}$. Dans cet exemple, il faut faire $i = 1000$; substituant alors, dans les formules du n° 31, $i(n-1)$ à c, pour les termes de M à L, il en résulte

$$q = \frac{li(n-1)}{l(m+1) - lm} = \frac{42787536}{142405} < 301,$$

$$r(m+n) = q(m+n) + \frac{qn-n}{m+1}(m+n) < 24728;$$

et posant $c = i(m-1)$, pour ceux de M à L′, il vient

$$q = \frac{li(m-1)}{l(n+1) - ln} = \frac{44623980}{211893} < 211,$$

$$r(m+n) = q(m+n) + \frac{qm-m}{n+1}(m+n) = 25550:$$

ce dernier nombre étant le plus fort est celui qu'il faut adopter; ainsi, en embrassant 25550 épreuves, la probabilité des limites $\frac{31}{50}$ et $\frac{29}{50}$ surpassera $\frac{1000}{1001}$.

Jacques Bernoulli a déterminé aussi les nombres d'épreuves correspondants à des probabilités au moins égales à $\frac{10000}{10001}$, $\frac{100000}{100001}$; et, pour ces nombres, qui s'obtiennent en faisant

$$i = 10000, \quad i = 100000,$$

il trouve

$$31258 \quad \text{et} \quad 36966;$$

ce qui fait voir déjà que la probabilité augmente plus rapidement que le nombre des épreuves : celui-ci croît, dans l'exemple actuel, par des différences constantes et égales à 5708.

37. L'accroissement de la probabilité avec celui du nombre des épreuves, tenant à celui du nombre des termes dont se compose l'expression rapportée sur la page 54, à mesure que l'on embrasse un plus grand nombre d'épreuves, dépend du facteur r. Si l'on sup-

posait ce facteur constant, et qu'on fît croître l'expression $rs\,(m' + n')$ par le facteur s, ce qui resserrerait de plus en plus les limites assignées à la distribution des événements simples, alors l'expression de la probabilité, ne renfermant toujours que le même nombre de termes, diminuerait de valeur, ainsi qu'on l'a dit dans le n° 32. Entre ce cas et le précédent, il en doit exister un dans lequel r et s variant à la fois, et chacun de ces nombres croissant moins rapidement que celui des épreuves, la probabilité demeure constante.

38. Si la probabilité que le rapport du nombre des répétitions de l'événement A au nombre des épreuves sera renfermé entre les limites

$$\frac{m+1}{m+n} \quad \text{et} \quad \frac{m-1}{m+n} \quad \text{ou} \quad \frac{sm'+1}{s(m'+n')} \quad \text{et} \quad \frac{sm'-1}{s(m'+n')}$$

peut être rendue aussi approchante qu'on voudra de l'unité, à plus forte raison en sera-t-il de même de la probabilité que ce rapport ne sera pas moindre que

$$\frac{m-1}{m+n} \quad \text{ou} \quad \frac{sm'-1}{s(m'+n')},$$

puisque, pour obtenir la dernière de ces probabilités, il faudra joindre aux termes employés à former la première tous ceux qui précèdent $\lambda\, m^{rm+r} n^{rn-r}$, c'est-à-dire comparer avec le développement de $(m+n)^{rm+rn}$ la somme de tous ses termes, depuis le premier, m^{rm+rn}, jusqu'à $\lambda' m^{rm-r} n^{rn+r}$ inclusivement.

Conséquences de la Probabilité mathématique.

39. J'ai exposé dans les *Notions préliminaires* comment celle de la probabilité s'établissait dans notre esprit, par l'influence de la répétition des jugements favorables à

la production du même événement, influence à laquelle il est impossible d'échapper lorsque cette répétition a lieu un grand nombre de fois, en sorte qu'il en résulte une probabilité mathématique très-voisine de l'unité ; et j'ai dit en même temps que le calcul rattachait à ce cas celui d'une probabilité beaucoup plus faible (5). C'est en effet où conduit la proposition de Jacques Bernoulli (34), ainsi que l'a fait voir Condorcet, en discutant avec beaucoup de sagacité, et des intentions bien louables, dans l'excellent Discours préliminaire de son *Essai sur l'application de l'Analyse à la probabilité des décisions,* la nature de la probabilité. Il a réduit cette théorie aux trois propositions suivantes :

1° *Si la probabilité d'un événement surpasse* $\frac{1}{2}$, *il y a lieu de croire que cet événement arrivera, plutôt que de croire qu'il n'arrivera pas.*

2° *Plus cette probabilité augmente, plus le motif de croire augmente.*

3° *Il croît proportionnellement à cette probabilité.* (*Voyez* p. vij du Discours cité plus haut.)

40. La première découle immédiatement de la proposition de Bernoulli; car, puisqu'en multipliant autant qu'il sera nécessaire le nombre des épreuves, on peut atteindre à une probabilité aussi voisine de l'unité qu'on voudra, que le rapport du nombre des répétitions d'un événement au nombre des épreuves sera renfermé dans des limites aussi voisines qu'on voudra de sa probabilité, il est démontré par là que si cette dernière est tant soit peu au-dessus de $\frac{1}{2}$, il deviendra aussi probable qu'on le voudra que le nombre de répétitions de cet événement surpassera la moitié du nombre des épreuves : ses répétitions seront donc plus fréquentes que celles de l'événement contraire : on sera donc forcé de lui assigner une plus grande possibilité; et le calcul, en la faisant dériver de la possibilité simple de l'événement, en appuie la

conséquence, c'est-à-dire la fréquente répétition du même événement, sur une probabilité qu'on peut rendre de plus en plus grande.

Concevons, par exemple, un événement dont la probabilité soit $\frac{101}{200}$: en la transformant dans la fraction équivalente $\frac{1010}{2000}$, on pourra, par le n° 36, calculer le nombre d'épreuves suffisant pour porter à $\frac{1000000}{1000001}$ la probabilité que cet événement n'arrivera pas moins de 1009 fois sur 2000. Sa supériorité sur l'événement contraire, quoique fort petite en elle-même, puisqu'il n'a qu'une chance de plus en sa faveur dans un nombre total de 200, sera néanmoins établie sur une probabilité égale à celle de tirer une boule blanche d'une urne qui en contiendrait un million de cette couleur, et une seule noire.

C'est donc sur un calcul rigoureux que sont fondées l'assertion par laquelle se termine le n° 5, et l'acception donnée, dans le n° 9, au mot *probable*. La circonstance que ce mot exprime est en effet bien digne de remarque, puisque tout partage inégal dans le nombre des chances d'un hasard quelconque établit dans la répétition des deux événements contradictoires une inégalité dont, à la longue, la probabilité peut approcher aussi près qu'on le voudra de la certitude.

La croyance commandée par une telle probabilité établit donc la nécessité de croire à une probabilité beaucoup moindre, et fixe en même temps le sens et la valeur du motif. Si, dans chaque épreuve considérée à part, la probabilité d'un événement l'emporte peu sur celle de son contraire, le motif de croire qu'il arrivera, plutôt que de croire qu'il n'arrivera pas, demeure très-faible; mais lorsque l'on considère d'avance un grand nombre d'épreuves, le développement de toutes les combinaisons qu'elles produisent donne de plus en plus aux combinaisons où les événements simples sont distribués dans des rapports approchant de leurs probabilités, la supériorité

sur toutes les autres. Le nombre des épreuves, et par conséquent presque toujours le temps, entrent donc nécessairement dans l'évaluation du degré de confiance qu'on doit attacher à la probabilité mathématique. De là vient qu'il est contre la prudence de s'exposer sans nécessité aux chances d'un hasard qu'on ne peut tenter un très-grand nombre de fois. Cette règle, indiquée par le simple bon sens, prend ici le caractère d'une vérité mathématique dont l'importance est fixée par le calcul, et fournira dans la suite les moyens d'apprécier numériquement, et selon nos vrais intérêts, les diverses spéculations qu'on peut faire sur les événements incertains.

41. La seconde proposition (39) suit naturellement de ce qui vient d'être dit. Le motif de croire à la production d'un événement doit augmenter avec la probabilité de cet événement; car lorsque celle-ci croîtra, il faudra moins d'épreuves pour obtenir une très-grande probabilité que le rapport du nombre des répétitions de l'événement au nombre total des épreuves ne tombera pas au-dessous d'une limite donnée; ou, si l'on considère le même nombre d'épreuves et la même limite, on obtiendra une plus grande probabilité de cette limite; ou enfin, le nombre des épreuves restant le même, la même probabilité répondra à une limite plus élevée, c'est-à-dire qu'elle indiquera un plus grand nombre de répétitions de l'événement désigné, et par conséquent une plus grande possibilité dans sa production, par suite de l'augmentation de sa probabilité simple.

42. Quant à la troisième proposition (39), elle semble assez évidente par elle-même dès qu'on a reconnu que le motif de croire à la production d'un événement augmente avec sa probabilité, et qu'on admet que ce motif est fondé sur la répétition des *jugements de possibilité* (6,7). Elle

peut aussi se déduire immédiatement des calculs de Jacques Bernoulli; car 1° puisque, dans un nombre quelconque d'épreuves, le plus probable des événements composés est celui où chaque événement simple se trouve répété proportionnellement à sa probabilité; 2° qu'en multipliant les épreuves on peut rapprocher autant qu'on le voudra de l'unité la probabilité que le rapport du nombre des répétitions de cet événement au nombre des épreuves s'écartera de moins en moins de sa probabilité, c'est-à-dire du rapport du nombre des jugements favorables à sa production au nombre total des jugements portés sur tout ce que peut amener le hasard dont il s'agit (6), il est naturel de prendre ce dernier rapport pour mesurer la possibilité de l'événement désigné, ou pour évaluer le motif de croire à sa production; et on y est forcé dès qu'on accorde l'influence qu'une probabilité très-grande doit exercer sur notre opinion.

43. C'est en considérant la liaison mathématique établie par les lois des combinaisons, entre la probabilité d'un événement et le nombre de ses répétitions à mesure qu'on en multiplie les épreuves, que Jacques Bernoulli conçut le premier la possibilité de faire servir, d'une manière incontestable, l'observation des événements passés à la détermination des événements futurs, et de donner ainsi au calcul des probabilités un but bien autrement important que celui de régler la conduite des joueurs, pour lequel il avait d'abord été inventé (*). Bernoulli compara les événements dont la cause est inconnue, aux tirages répétés dans une urne contenant un nombre

(*) C'est l'objet de la IVe Partie de l'*Ars conjectandi*. Cet ouvrage posthume, imprimé en 1713, contient déjà les principaux fondements de la philosophie du calcul des probabilités; mais elle y est demeurée presque ensevelie, jusqu'à ce que Condorcet l'ait rappelée, perfectionnée et étendue.

inconnu de billets blancs et de billets noirs, mais qui demeurait le même, parce qu'après chaque épreuve on remettait dans l'urne le billet qui en avait été tiré, hypothèse fondée sur ce que le nombre total des événements naturels, pouvant être regardé comme infini, ne diminue pas sensiblement par l'arrivée d'un petit nombre de ces événements. Il se proposa en conséquence cette question : *Chercher si, en augmentant sans cesse le nombre des observations, on faisait croître la probabilité d'obtenir le vrai rapport entre le nombre de cas dans lesquels un événement peut arriver, et les cas contraires; en sorte que cette probabilité surpassât un degré de certitude donné* (*). Il retint pendant vingt ans dans son portefeuille la solution de ce problème qu'il regardait comme le plus difficile et le plus important de ceux qu'on pouvait se proposer sur cette matière. Quant à son utilité, les considérations précédentes me semblent déjà suffire pour la mettre hors de doute; mais Bernoulli la portait encore plus loin, puisqu'il avait pour but, comme le montre l'énoncé ci-dessus, d'arriver à connaître la probabilité des faits d'après les observations seulement, c'est-à-dire *à posteriori*, afin d'appuyer sur l'autorité du calcul les inductions qu'on peut tirer de la répétition des phénomènes. A la vérité, il confondait, ainsi qu'on le verra dans la seconde section de ce Traité, la manière d'évaluer les probabilités *à posteriori*, avec leur détermination *à priori*, ou par la connaissance des combinaisons; mais la différence des résultats de ces deux procédés diminuant d'autant plus que le nombre des observations est plus grand, on peut se servir de ceux de l'un pour faire entrevoir ceux de l'autre.

(*) L'expression *un degré de certitude*, reçue dans le langage ordinaire, ne me paraît pas très-exacte; mais Bernoulli s'en est servi comme équivalant à la probabilité, qui, étant exprimée par une fraction, tandis que l'unité représente la certitude, est pour ainsi dire une portion de celle-ci.

En effet, les formules de Bernoulli, montrant que dans une longue suite d'épreuves du même hasard, la distribution des événements simples tend sans cesse à se rapprocher du rapport indiqué par leur probabilité, déterminent ainsi avec une probabilité de plus en plus grande la condition de l'urne d'où sortent les événements observés, et lient à des probabilités très-voisines de l'unité les nombreuses répétitions du même événement; en sorte que la croyance au retour de cet événement est commandée par le calcul comme par l'habitude, mais alors sur des motifs de valeurs comparables.

44. En insistant, comme je viens de le faire, sur les notions précédentes de la probabilité, Condorcet crut devoir rappeler qu'il n'y a pourtant « aucun rapport » direct et nécessaire entre la probabilité d'un événe- » ment et sa réalité » (*voy.* p. x du Discours cité, p. 58); et pour le prouver il observe que, quoique le sort eût déjà prononcé sur un événement, il ne sortirait pas du domaine de la probabilité à l'égard de toute personne qui ne connaîtrait que la condition du jeu qui l'a produit, et qui serait restée dans l'ignorance du fait arrivé. Si, par exemple, d'une urne contenant 10000 billets blancs et 1 noir, on extrait un billet, et qu'après en avoir reconnu la couleur on le replie pour le montrer à quelqu'un qui n'était pas présent au tirage, cette personne ne pourrait affirmer autre chose sur ce billet, sinon qu'il y a une probabilité $\frac{10000}{10001}$ qu'il est blanc, et seulement une probabilité $\frac{1}{10001}$ qu'il est noir; néanmoins l'un de ces deux événements est certain pour les personnes qui ont déployé le billet en le sortant de l'urne : ainsi un événement certain pour ces personnes peut n'avoir qu'une très-petite probabilité pour la première. L'ignorance du fait introduit ici la probabilité à la place de la certitude, et, laissant l'esprit dans le même état où il se trouvait avant

la décision du sort, le jugement ne saurait être porté que sur la connaissance des conditions de l'urne. Mais ce que Condorcet n'a point fait remarquer, c'est que, soit qu'on fasse prononcer ce jugement avant ou après les tirages, s'ils sont exécutés avec fidélité, la personne qui ne les aura pas vus aura toujours la même probabilité de ne pas se tromper sur un nombre donné de jugements, dans un nombre donné de tirages; en sorte que la liaison de la probabilité avec la répétition des événements conserve toute sa force dans ce cas comme dans les autres, et c'est vraiment sur cette liaison que reposent toutes les applications légitimes du calcul des probabilités.

45. Avant de terminer ces remarques, je rappellerai que lorsque les diverses chances d'un jeu sont rigoureusement d'une égale possibilité, tant par la construction des instruments aléatoires que par la manière de s'en servir, les événements passés ne sauraient avoir aucune influence sur les événements futurs. Si, cependant, d'après des épreuves réitérées, on aperçoit une fréquence marquée dans l'apparition de certaines chances, il y a lieu de penser que la constitution de l'instrument, ou l'habitude de celui qui l'emploie, détermine cette fréquence; mais la recherche de sa probabilité rentre dans celle des probabilités *à posteriori*.

Lorsqu'on a lieu de soupçonner d'avance quelque inégalité de ce genre, il est tout naturel d'attendre plutôt la répétition de l'événement qui s'est offert le premier, puisqu'on doit croire plutôt à l'arrivée du plus probable qu'à celle de l'autre. Il n'est pas plus difficile d'apercevoir que toute inégalité entre les probabilités doit favoriser les répétitions du même : ce n'est là qu'une conséquence de la proposition de Bernoulli, que le bon sens indique suffisamment; mais l'appréciation de l'effet de cette inégalité se fait d'une manière très-simple, ainsi qu'il suit.

Soit e la probabilité exacte qu'aurait un événement A, d'après les conditions du jeu qui le produit, et e' la différence en plus ou en moins entre cette probabilité et celle qui a lieu réellement; la probabilité d'amener n fois cet événement étant e^n, deviendra $(e+e')^n$, si l'erreur est par excès, et $(e-e')^n$, si c'est par défaut; mais si l'on sait seulement que l'inégalité existe, sans savoir dans quel sens elle se trouve, et qu'on regarde comme également probable qu'elle soit additive ou soustractive, on aura pour la répétition de l'événement A dans la première hypothèse $\frac{1}{2}(e+e')^n$, dans la seconde $\frac{1}{2}(e-e')^n$, et pour la probabilité totale

$$\frac{1}{2}(e+e')^n+\frac{1}{2}(e-e')^n=e^n+\frac{n(n-1)}{1.2}e^{n-2}e'^2$$
$$+\frac{n(n-1)(n-2)(n-3)}{1.2.3.4}e^{n-4}e'^4+\ldots,$$

développement dont tous les termes sont additifs. Ainsi cette probabilité surpasse la probabilité primitive e^n. On trouverait un semblable résultat pour la probabilité de la répétition de l'événement contraire, exprimée alors par le développement de $\frac{1}{2}(f-e')^n+\frac{1}{2}(f+e')^n$.

L'augmentation qui a lieu dans ce cas pour l'une et pour l'autre de ces probabilités est prise sur celles des événements composés du mélange des deux événements contradictoires : cela peut se voir aisément. Dans le cas de deux épreuves, par exemple, la probabilité $2ef$ d'amener la combinaison AB se change en

$$\frac{1}{2}\cdot 2(e+e')(f-e')+\frac{1}{2}\cdot 2(e-e')(f+e')=2ef-2e'^2 \ (*).$$

(*) Ces dernières remarques sont tirées de la *Théorie analytique des Probabilités*, par Laplace, p. 185-186.

Questions pour servir d'exemples de la détermination à priori *des Probabilités.*

46. Montmort, dans son *Analyse des Jeux de hasard*, et ensuite Moivre, dans sa *Doctrine of Chances* (*), ont résolu un grand nombre de problèmes sur les jeux de hasard; mais il n'entre point dans le plan que je me suis tracé de m'arrêter beaucoup sur ce genre de questions, parce que la plupart exigeraient d'assez grands détails pour faire connaître les conditions des jeux qu'elles concernent, et que d'ailleurs une partie de ces jeux est passée de mode, ou inconnue à presque toutes les personnes qui consacrent leur temps à l'étude. Les exemples que je crois nécessaire d'offrir à mes lecteurs seront donc des problèmes tenant à des combinaisons simples ou susceptibles d'être énoncés en termes généraux, et choisis pour donner une idée des divers procédés de calcul employés dans cette branche des Mathématiques.

Soit proposé d'abord de *déterminer la probabilité qu'en prenant au hasard dans un tas composé de* m *pièces, on en ôtera un nombre pair ou un nombre impair.* Cette question peut être donnée en exemple de la nécessité de se défier d'un premier aperçu. Ne serait-il pas naturel en effet de penser que sa solution ne dépend que de la quantité de nombres pairs et de nombres impairs compris entre 1 et m inclusivement? Si m était 5, par exemple, comme il y aurait 3 nombres impairs 1, 3, 5, et seulement 2 nombres pairs 2, 4, on dirait que les probabilités sont $\frac{3}{5}$ pour les premiers et $\frac{2}{5}$ pour les seconds; et si m était égal à 4, comme on aurait alors 2 nombres impairs et autant de pairs, les deux probabilités seraient égales à $\frac{2}{4}$ ou $\frac{1}{2}$.

(*) Le premier de ces ouvrages a eu deux éditions : la dernière est de 1713; le second ouvrage, écrit en anglais, a eu trois éditions, dont la dernière est de 1756.

Il n'en est pourtant pas ainsi; car, en considérant la chose avec attention, on voit que c'est suivant les diverses manières dont elles peuvent se combiner les unes avec les autres que les pièces d'un tas viennent sous la main, et non pas d'après les diverses manières de partager en deux parties le nombre des pièces de ce tas. Pour le montrer, nous désignerons ces pièces par les lettres a, b, c, d; elles pourront se combiner en nombre impair, soit 1 à 1 ou 3 à 3, ce qui fournira les 8 combinaisons

$$a,\ b,\ c,\ d,\ abc,\ abd,\ acd,\ bcd,$$

et en nombre pair, soit 2 à 2 ou les 4 ensemble, ce qui fournira les 7 combinaisons

$$ab,\ ac,\ ad,\ bc,\ bd,\ cd,\ abcd.$$

Chacune de ces combinaisons pouvant tomber également sous la main, il en résulte que la probabilité pour prendre un nombre impair de pièces est $\frac{8}{15}$, et seulement $\frac{7}{15}$ pour un nombre pair.

Maintenant, si l'on se rappelle que les coefficients des termes du développement de $(x+a)^m$, à partir du second terme, donnent le nombre des combinaisons de m choses prises 1 à 1, 2 à 2, 3 à 3, etc., on aura

$$\frac{m}{1}+\frac{m(m-1)(m-2)}{1.2.3}+\ldots=\mathrm{I}$$

pour la totalité des combinaisons en nombre impair, et

$$\frac{m(m-1)}{1.2}+\frac{m(m-1)(m-2)(m-3)}{1.2.3.4}+\ldots=\mathrm{P}$$

pour celle des combinaisons en nombre pair. Après avoir ajouté ces deux expressions, il sera facile de reconnaître dans leur somme tous les termes du développement de $(1+1)^m$, à l'exception du premier; d'où il résulte que

$$\mathrm{I}+\mathrm{P}=(1+1)^m-1=2^m-1.$$

En retranchant la première de la seconde, on aura

$$P - I = (1 - 1)^m - 1 = -1,$$

d'où l'on conclura sans peine

$$I = 2^{m-1}, \quad P = 2^{m-1} - 1;$$

et par conséquent, si l'on représente par e la probabilité d'ôter du tas un nombre impair de pièces, et par f celle d'en ôter un nombre pair, on aura

$$e = \frac{2^{m-1}}{2^m - 1}, \quad f = \frac{2^{m-1} - 1}{2^m - 1}.$$

La première de ces probabilités surpasse toujours la seconde, mais leur limite commune est $\frac{1}{2}$, lorsque le nombre m est supposé infini. Les calculs précédents sont tirés d'un Mémoire que feu Bertrand, de Genève, a présenté, en 1786, à l'Académie des Sciences de Paris, et qui n'a pas été imprimé; la question se résout aussi par le *calcul des différences*. *Voyez* la Note II, à la fin du présent ouvrage.

47. Les probabilités simples des chances de la loterie de France ne dépendent que des coefficients des 2e-6e termes du développement de la puissance du binôme; et le calcul en est si aisé, que je ne m'y arrêterai pas ici, devant d'ailleurs y revenir pour comparer les mises avec les gains : voici sur la même loterie un problème dont la solution est un peu moins facile.

A chaque tirage il sort 5 *des* 90 *numéros contenus dans la roue : la probabilité de la sortie d'un numéro donné est donc* $\frac{5}{90}$ *ou* $\frac{1}{18}$; *on a mis sur* 2 *numéros, on demande la probabilité qu'il en sortira au moins* 1. La réponse n'est pas $\frac{2}{18}$; car sur ce pied, en ne prenant que 18 numéros, on arriverait à $\frac{18}{18}$, ou à la certitude qu'il en sortirait 1 des 18, ce qui est absurde : mais un tirage, étant une combinaison de 5 quelconques des 90 numéros de la

loterie, peut avoir lieu de

$$\frac{90.89.88.87.86}{1.2.3.4.5} \text{ manières,}$$

parmi lesquelles on a en sa faveur toutes celles qui renferment l'un des numéros sur lesquels on a mis, ou tous les deux.

Pour former les premières, il faut prendre les combinaisons 4 à 4 des 88 numéros différents de ceux sur lesquels on a mis, et y joindre alternativement chacun de ces derniers, ce qui donnera

$$2\frac{88.87.86.85}{1.2.3.4} \text{ combinaisons favorables;}$$

prenant ensuite les combinaisons 3 à 3 des 88 numéros déjà indiqués, pour y joindre à la fois les deux sur lesquels on a mis, on aura encore

$$\frac{88.87.86}{1.2.3} \text{ combinaisons favorables;}$$

divisant la somme des deux dernières expressions par la première, et supprimant les facteurs communs au dividende et au diviseur, on trouvera

$$\frac{85}{9.89} + \frac{2}{9.89} = \frac{87}{9.89} = \frac{87}{801} < \frac{1}{9}.$$

48. En raisonnant de même sur une loterie composée de p numéros, dont il en sort q à chaque tirage, pour obtenir la probabilité que sur s numéros désignés il en sortira t, on formera d'abord l'expression du nombre des combinaisons des $p - s$ numéros restants, pris en nombre $q - t$, et qui sera

$$\frac{(p-s)(p-s-1)\ldots[p-s-(q-t)+1]}{1.2.3\ldots(q-t)};$$

considérant ensuite que les s numéros désignés, pris en

nombre t, peuvent se combiner de

$$\frac{s(s-1)\ldots(s-t+1)}{1.2.3\ldots t}$$

manières, on multipliera cette dernière expression par la précédente, pour obtenir le nombre de chances favorables à l'événement désiré. Quant au nombre total des chances, ce sera celui des combinaisons que donnent les p numéros dont se compose la loterie, pris en nombre q, c'est-à-dire

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}:$$

la probabilité cherchée sera donc

$$\frac{(p-s)(p-s-1)\ldots[p-s-(q-t)+1]}{1.2.3\ldots(q-t)}$$
$$\times\frac{s(s-1\ldots(s-t+1)}{1.2.3\ldots t}\times\frac{1.2.3\ldots q}{p(p-1)\ldots(p-q+1)},$$

formule qui peut se réduire, en supprimant les facteurs $1.2.3\ldots(q-t)$ dans le diviseur et dans le dividende.

Si la question ne portait pas sur la sortie d'un nombre précis de numéros, mais seulement sur ce qu'il n'en sortît pas moins d'un nombre donné h, il faudrait alors mettre successivement à la place de t les nombres

$$h,\quad h+1,\quad h+2,\ldots$$

jusqu'à q, si $s>q$, ou jusqu'à s, dans le cas contraire.

49. Supposons, par exemple, qu'on ait pris 18 numéros; en suivant la marche tracée précédemment, on trouvera sans peine les probabilités ci-dessous : d'abord qu'il ne sortira aucun de ces numéros,

$$\frac{72.71.70.69.68}{1.2.3.4.5}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,3184,$$

ou qu'il en sortira

$$1\ldots\frac{72.71.70.69}{1.2.3.4}\times\frac{18}{1}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,4213,$$

$$2\ldots\frac{72.71.70}{1.2.3}\times\frac{18.17}{1.2}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,2076,$$

$$3\ldots\frac{72.71}{1.2}\times\frac{18.17.16}{1.2.3}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,0475,$$

$$4\ldots\frac{72}{1}\times\frac{18.17.16.15}{1.2.3.4}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,0050,$$

$$5\ldots\frac{18.17.16.15.14}{1.2.3.4.5}\times\frac{1.2.3.4.5}{90.89.88.87.86}=0,0002;$$

la somme des cinq dernières probabilités, ou, ce qui est plus simple, l'excès de l'unité sur la première, égal à $\frac{6816}{10000}$, donnera la probabilité qu'il sortira au moins 1 des 18 numéros choisis.

50. Huygens, l'un des premiers géomètres qui se soient occupés du calcul des probabilités, a terminé l'écrit intitulé *de Ratiociniis in ludo aleæ* (*Opera varia*, t. IV, p. 727) par cinq problèmes, pour quatre desquels il n'a fait qu'indiquer les nombres de la solution, et dans le second il n'a rien ajouté à l'énoncé que voici : *Trois joueurs* A, B, C, *ayant réuni* 12 *jetons, dont* 4 *sont blancs et* 8 *noirs, conviennent que celui d'entre eux qui, les yeux bandés, tirera le premier un jeton blanc gagnera. C'est* A *qui doit tirer le premier,* B *le second et* C *le troisième; on demande la probabilité que chacun a en sa faveur.* Cet énoncé a présenté deux sens différents à Montmort et à Moivre (*). Le premier croyait que le jeton tiré devait être remis chaque fois au tas, afin que les probabilités restassent les mêmes dans toutes les

(*) *Voyez l'Analyse des jeux de hasard* de Montmort, p. 364, les *Miscellanea analytica* de Moivre, p. 199, et l'*Ars conjectandi* de Jacques Bernoulli, p. 57.

épreuves. Moivre pensait le contraire; et dans ce sens, qui complique un peu la question, il l'a résolue fort simplement au moyen des probabilités composées : c'est ce qu'on va voir.

Soit m le nombre de jetons blancs et n celui des jetons noirs. Au premier tirage, où le nombre des jetons de chaque espèce est complet, il y aura pour la sortie d'un jeton blanc, ce qui fait gagner A, la probabilité $\frac{m}{m+n}$, et pour la sortie d'un jeton noir, $\frac{n}{m+n}$. Cette dernière probabilité sera aussi celle du second tirage, dans lequel le nombre des jetons noirs, diminué de celui qu'a tiré le joueur A, sera réduit à $n-1$. En conséquence, les probabilités dans ce tirage seront

$$\frac{m}{m+n-1} \text{ d'amener un jeton blanc,}$$

$$\frac{n-1}{m+n-1} \text{ d'amener un jeton noir;}$$

il faudra les multiplier par la probabilité particulière du tirage pour avoir celles des deux événements qui en résultent (16), et cela donnera les probabilités

$$\frac{n}{m+n} \cdot \frac{m}{m+n-1} \text{ en faveur de B,}$$

$$\frac{n}{m+n} \cdot \frac{n-1}{m+n-1} \text{ contre B,}$$

ou celle du 3e tirage. Si B amène un jeton noir, il n'en restera plus au tas que $n-2$, et en raisonnant pour ce tirage comme pour le précédent, on trouvera les probabilités

$$\frac{n(n-1)}{(m+n)(m+n-1)} \cdot \frac{m}{m+n-2} \text{ en faveur de C,}$$

$$\frac{n(n-1)}{(m+n)(m+n-1)} \cdot \frac{n-2}{m+n-2} \text{ contre C,}$$

ou celle du 4e tirage. Si C n'amène qu'un jeton noir, A tirera de nouveau du tas où le nombre de jetons noirs sera réduit à $n-3$: il aura donc la probabilité

$$\frac{n(n-1)(n-2)}{(m+n)(m+n-1)(m+n-2)}\cdot\frac{m}{m+n-3} \text{ de gagner,}$$

$$\frac{n(n-1)(n-2)}{(m+n)(m+n-1)(m+n-2)}\cdot\frac{n-3}{m+n-3} \text{ de perdre.}$$

En continuant ainsi, et, pour abréger, faisant $m+n=t$, on formera la suite

$$\frac{m}{t},\quad \frac{mn}{t(t-1)},\quad \frac{mn(n-1)}{t(t-1)(t-2)},$$

$$\frac{mn(n-1)(n-2)}{t(t-1)(t-2)(t-3)},\quad \frac{mn(n-1)(n-2)(n-3)}{t(t-1)(t-2)(t-3)(t-4)},$$

$$\frac{mn(n-1)(n-2)(n-3)(n-4)}{t(t-1)(t-2)(t-3)(t-4)(t-5)},\quad \text{etc.,}$$

dans laquelle les 1er, 4e, 7e, etc., termes expriment les probabilités en faveur du joueur A, les 2e, 5e, 8e, etc., les probabilités en faveur du joueur B, enfin les 3e, 6e, 9e, etc., les probabilités en faveur du joueur C. Le jeu finit au plus tard lorsque le nombre des jetons noirs est épuisé, puisque alors il n'y a plus d'incertitude sur celui des joueurs qui doit gagner, et la probabilité totale pour chaque joueur se forme en ajoutant celles qu'il a dans chaque tirage. Le calcul des termes de la suite indiquée devient très-facile quand on rapporte chaque terme à celui qui le précède, comme je l'ai fait dans le n° 33.

Les nombres proposés par Huygens donnant

$$m=4,\quad n=8,\quad t=12,$$

on trouvera pour le joueur A la probabilité

$$\frac{4}{12}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6}{11.10.9}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6.5.4.3}{11.10.9.8.7.6};$$

pour le joueur B, la probabilité

$$\frac{4}{12}\cdot\frac{8}{11}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6.5}{11.10.9.8}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6.5.4.3.2}{11.10.9.8.7.6.5};$$

pour le joueur C, la probabilité

$$\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7}{11.10}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6.5.4}{11.10.9.8.7}+\frac{4}{12}\cdot\frac{8.7.6.5.4.3.2.1}{11.10.9.8.7.6.5.4}.$$

Réduisant toutes ces fractions au dénominateur commun le plus simple qu'elles puissent avoir, les sommes ci-dessus deviennent respectivement

$$\frac{77}{165},\quad \frac{53}{165},\quad \frac{35}{165};$$

et en les ajoutant on trouve l'unité, puisque les probabilités qu'elles expriment renferment tout ce qui est possible.

51. Les épreuves répétées que suppose le problème dont je viens de rapporter la solution se rapportent à celles que j'ai considérées dans le n° 21; le nombre des chances diminue à chaque épreuve. Ce genre de hasard ne peut être assimilé au jet des dés : il revient au tirage dans une urne où l'on ne remet point les boules qui en sont sorties. Les formules qui, dans cette hypothèse, remplacent le développement des puissances du binôme $m+n$, sont assez remarquables pour trouver place ici.

Soit une urne contenant m boules blanches, n boules noires; si l'on désigne par A la sortie d'une boule blanche, par B celle d'une boule noire; que, pour abréger, on fasse $m+n=t$, et que l'on ait soin, après chaque tirage, d'ôter 1, tant du nombre total des boules que du nombre de celles qui sont de la couleur supposée sortie à ce tirage, on trouvera, par le principe des probabilités composées, les suivantes :

Au 1er tirage,

pour A, $\frac{m}{t}$; pour B, $\frac{n}{t}$.

Au 2e tirage,

pour AA, $\frac{m(m-1)}{t(t-1)}$; pour AB, $\frac{mn}{t(t-1)}$.

BB, $\frac{n(n-1)}{t(t-1)}$; BA, $\frac{mn}{t(t-1)}$.

Au 3e tirage,

pour AAA, $\frac{m(m-1)(m-2)}{t(t-1)(t-2)}$; AAB, $\frac{m(m-1)n}{t(t-1)(t-2)}$, etc.

ABA, $\frac{mn(m-1)}{t(t-1)(t-2)}$,

BAA, $\frac{nm(m-1)}{t(t-1)(t-2)}$.

L'examen attentif de ce petit nombre de formules suffit pour faire connaître la loi suivant laquelle se composent toutes les probabilités des diverses successions des événements A et B. Ici, comme dans le n° 21, les coefficients s'introduisent dans les successions mélangées, dès qu'on fait abstraction de l'ordre des événements : la probabilité d'obtenir 2 événements A et 1 événement B, par exemple, sera $3\,\frac{m(m-1)n}{t(t-1)(t-2)}$.

D'après cette observation, on verra facilement que la probabilité d'obtenir, dans un nombre p d'épreuves, $p-q$ événements A et q événements B, sans distinction d'ordre, sera exprimée par

$$\frac{(p-1)(p-2)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}$$
$$\times\frac{m(m-1)\ldots[m-(p-q)+1]\times n(n-1)\ldots(n-q+1)}{t(t-1)\ldots(t-p+1)}\ (*).$$

(*) Cette formule a été indiquée par Laplace, dans les *Mémoires des Savants étrangers*, t. IV, p. 623.

52. La théorie des permutations et des combinaisons est, comme on l'a dû voir dans la plus grande partie de ce qui précède, un des moyens les plus féconds pour résoudre les problèmes concernant le calcul des probabilités. Cette théorie, servant de fondement à la démonstration la plus élémentaire de la formule du binôme de Newton, se trouve dans les *Éléments d'Algèbre ;* mais on n'y partage qu'en deux groupes la totalité des lettres dont on cherche les arrangements divers, et, pour s'élever à toute la généralité que le sujet comporte, il faut déterminer ce qui doit arriver lorsqu'on partage en un nombre quelconque de groupes le nombre de lettres donné. Les formules propres à cette détermination se trouvent dans le développement des puissances des polynômes.

En raisonnant sur les produits des trinômes

$$a' + b' + c', \quad a'' + b'' + c'', \quad a''' + b''' + c''', \quad \text{etc.},$$

comme on l'a fait dans le n° 21 sur ceux des binômes

$$m' + n', \quad m'' + n'', \quad m''' + n''', \quad \text{etc.},$$

on verra, par les lois de la multiplication, que ces produits comprennent tous les arrangements qu'on peut faire des lettres

$$a', \ b', \ c', \quad a'', \ b'', \ c'', \quad a''', \ b''', \ c''', \quad \text{etc.},$$

en en prenant une dans chaque facteur du produit. Il suit de là que si les lettres a' b', c', a'', etc., désignent respectivement le nombre de chances qui amènent les événements A, B, C à la 1re, à la 2e, à la 3e, etc., épreuve, un produit partiel $a' b'' c''' b^{\text{IV}}$, par exemple, fera connaître le nombre de chances qui répond à la succession d'événements simples désignée par ABCB.

Quand on supposera que

$$a' = a'' = a''' = \ldots = a,$$
$$b' = b'' = b''' = \ldots = b,$$
$$c' = c'' = c''' = \ldots = c,$$

le produit

$$(a' + b' + c')(a'' + b'' + c'')(a''' + b''' + c''')\ldots$$

se changera dans le trinôme $a + b + c$ élevé à une puissance marquée par le nombre des facteurs, ou, ce qui est la même chose, par celui des épreuves; un terme quelconque de ce produit $a'b''c'''b^{\text{IV}}$, devenant ab^2c, se trouvera répété autant de fois qu'il est possible de former des produits différents contenant les lettres a et c 1 fois chacune, la lettre b 2 fois, et soumises alternativement aux accents $'$, $''$, $'''$, ^{IV},..., portés jusqu'au nombre marqué par celui des épreuves.

Soit n ce dernier nombre; l'expression du terme général du développement de $(a + b + c)^n$ étant

$$\frac{1.2.3\ldots n}{1.2\ldots p \times 1.2\ldots q \times 1.2\ldots r} a^p b^q c^r, \quad \text{si} \quad p+q+r=n \ (*),$$

on a pour le terme ab^2c

$$n = 4, \quad p = 1, \quad q = 2, \quad r = 1;$$

ainsi le coefficient de ce terme est 12.

Si donc on fait abstraction de l'ordre dans la succession des événements, le terme $12ab^2c$, dans le développement de $(a + b + c)^4$, exprimera le nombre de chances pour obtenir en 4 épreuves les événements A et C chacun 1 fois, et l'événement B 2 fois.

Le coefficient 12, provenant de la réunion de termes contenant 4 facteurs différents qui peuvent se partager en 3 classes, savoir : celle des a, celle des b et celle des c, indique, dans la réunion de ces termes qui laisse subsister les classes, le nombre de manières de partager 4 choses en 3 classes ou groupes, dont un est composé de deux de ces choses et les deux autres d'une seule.

(*) *Voyez* le *Complément des Éléments d'Algèbre*, ou bien l'Introduction placée à la tête du premier volume du *Traité du Calcul différentiel et du Calcul intégral.*

De même le terme général

$$\frac{1.2.3\ldots n}{1.2\ldots p \times 1.2\ldots q \times 1.2\ldots r} a^p b^q c^r$$

exprime le nombre de chances pour obtenir, sur un nombre $p+q+r$ d'épreuves, p événements A, q événements B, r événements C, et le coefficient qui multiplie $a^p b^q c^r$ indique le nombre de manières de distribuer $p+q+r$ choses en 3 groupes, dont le premier en comprenne un nombre p, le deuxième un nombre q, et le troisième un nombre r.

53. Cette dernière proposition se prouve directement, en observant que $p+q+r$ choses peuvent être combinées p à p, en un nombre de manières égal à

$$\frac{(p+q+r)(p+q+r-1)\ldots(q+r+1)}{1.2.3\ldots p},$$

et qu'en ôtant p choses sur $p+q+r$, il en reste $q+r$ qu'on peut encore combiner entre elles en nombre q, d'un nombre de manières égal à

$$\frac{(q+r)(q+r-1)\ldots(r+1)}{1.2.3\ldots q};$$

on aura donc en tout un nombre

$$\frac{(p+q+r)(p+q+r-1)\ldots(r+1)}{1.2\ldots p \times 1.2\ldots q}.$$

de manières d'ôter de la totalité des $p+q+r$ choses, deux groupes, le premier contenant un nombre p et le second un nombre q de ces choses, Si l'on écrit au numérateur et au dénominateur de l'expression ci-dessus les facteurs $1.2.3\ldots r$, et qu'on y change $p+q+r$ en n, on retombera sur la formule du numéro précédent.

On aurait les *arrangements* au lieu des *combinaisons*, si l'on supprimait les dénominateurs.

54. En général, tout ce qui regarde les épreuves répétées pour un nombre quelconque d'événements simples est compris dans le développement des puissances d'un

polynôme formé de la somme des nombres qui expriment les chances d'où résulte chacun de ces événements.

Si l'on pose $p+q+r+s+t=n$, le terme général du développement de $(a+b+c+d+e)^n$, étant

$$\frac{1.2.3\ldots n}{1.2\ldots p.1.2\ldots q.1.2\ldots r.1.2\ldots s.1.2\ldots t}\,a^p b^q c^r d^s e^t,$$

donne le nombre des chances qui peuvent amener l'événement composé d'un nombre p d'événements A,
q . . . . . B,
r . . . . . C,
s . . . . . D,
t . . . . . E.

La probabilité de cet événement composé s'obtiendra donc en divisant l'expression ci-dessus par $(a+b+c+d+e)^n$, nombre total des chances.

Il suit de là que pour avoir immédiatement cette probabilité, on peut substituer aux lettres a, b, c, d, e, qui marquent le nombre des diverses espèces de chances dans une épreuve, les probabilités simples qui en dérivent.

Le plus probable des événements composés que peut amener le même nombre d'épreuves est encore celui dans lequel les événements simples entrent proportionnellement à leurs probabilités respectives. Si, par exemple, on ne considère que 3 événements simples, et qu'on fasse $n=m(a+b+c)$, il sera facile de voir que le plus grand terme du développement de $(a+b+c)^{m(a+b+c)}$, est le terme affecté de $a^{ma}b^{mb}c^{mc}$; car en faisant d'abord $b+c=\beta$, et développant $(a+\beta)^{ma+m\beta}$, on aura pour le plus grand terme celui qui est affecté de $a^{ma}\beta^{m\beta}$ (29); mais il peut se développer à son tour, en substituant à $\beta^{m\beta}$ le développement de $(b+c)^{mb+mc}$, dont le plus grand terme est celui qui est affecté de $b^{mb}c^{mc}$: ainsi le plus grand terme du produit $a^{ma}\beta^{m\beta}$ sera celui qui est affecté de $a^{ma}b^{mb}c^{mc}$.

55. Pour donner une idée de la multitude à laquelle peut s'élever le nombre des combinaisons, lors même que les éléments n'en sont pas très-nombreux, je vais chercher en combien de manières les 32 cartes d'un jeu de *piquet* peuvent se distribuer entre les deux joueurs, qui, comme l'on sait, en prennent d'abord chacun 12, et entre les deux paquets qui forment le *talon*, dont l'un contient 5 cartes et l'autre 3. Le nombre demandé, étant le coefficient de $a^{12}b^{12}c^{5}d^{3}$ dans le développement de $(a+b+c+d)^{32}$, a pour expression

$$\frac{1.2.3\ldots32}{1.2\ldots12\times1.2\ldots12\times1.2\,.\,5\times1.2.3}.$$

En y supprimant par ordre dans le numérateur tous les facteurs qui composent le dénominateur, elle sera réduite au produit

$$2^{7}.3^{3}.5^{3}.7^{2}.13^{2}.17.19.23.29.31 = 1\,592\,814\,947\,068\,800.$$

Si l'on suppose que sur le nombre de 170 000 000 d'individus, auquel on évalue la population de l'Europe, il y en ait la 100e partie qui sache le jeu de piquet, et qu'elle se partage en couples pour s'y livrer exclusivement, on trouvera que chacun des 850000 couples devrait jouer, pour sa part, plus de 1 873 899 937 coups. On fait sans peine 24 coups dans 1 heure, ce qui en donne 576 pour 1 jour, et 210384 pour 365 jours $\frac{1}{4}$ (ou 1 an); si, par conséquent, on divise 1 873 899 937 par 210384, le quotient, qui surpasse 8907, indiquera le nombre d'années pendant lequel chaque couple devrait jouer sans interruption, pour épuiser tous les arrangements possibles, sous la condition, toutefois, qu'aucun arrangement ne serait répété. L'usage des cartes à jouer ne paraît pas remonter plus haut qu'à l'année 1392, où on le voit servir à l'amusement du roi de France Charles VI, pendant sa maladie : on doit donc regarder comme certain que

toutes les combinaisons que peut fournir ce jeu ne se sont pas encore présentées. Au reste, ceux qui le connaissent savent bien qu'il ne faut pas confondre le nombre de combinaisons avec celui des coups essentiellement différents, qui est beaucoup moindre (*).

56. C'est au développement des polynômes que Moivre (*Miscellanea analytica*, p. 196) réduit la question de *déterminer la probabilité d'amener un point donné, avec un nombre donné de dés*. Pour suivre sa marche, représentons par n le nombre de ces dés, par m celui des numéros dont chacun est marqué, en commençant à 1, par $p+1$ le numéro qu'on désire amener, et considérons la formation du développement de

$$(f+f^2+f^3+\ldots+f^m)^n$$

par la multiplication des n facteurs égaux à

$$f+f^2+f^3+\ldots+f^m$$

qu'il contient. D'après ce procédé, il est la réunion de produits partiels composés de facteurs de la forme

$$f^\alpha,\ f^\beta,\ f^\gamma,\ldots,\ \text{en nombre } n;$$

et pour l'ordonner suivant les puissances de f, il faut rassembler tous les termes où la somme des exposants est la même. Il suit de là que le coefficient du terme pour lequel on aura

$$\alpha+\beta+\gamma+\ldots=p+1$$

indique le nombre de manières de former le point $p+1$ avec n nombres pris depuis 1 jusqu'à m, et donnera la solution du problème proposé.

La recherche de ce coefficient, qui serait assez difficile par la formule rapportée dans le n° 54, se simplifie beaucoup à cause de la forme particulière du polynôme à

(*) Voyez *Doctrine of Chances*, p. 184.

développer. En effet, comme

$$(f+f^2+f^3+\ldots+f^m)^n=f^n(1+f+f^2+\ldots+f^{m-1})^n$$

et qu'on a vu dans les *Éléments d'Algèbre* que

$$1+f+f^2+\ldots+f^{m-1}=\frac{1-f^m}{1-f},$$

il s'ensuit que le développement qu'il faut effectuer revient à celui de

$$\frac{f^n(1-f^m)^n}{(1-f)^n}=f^n(1-f^m)^n(1-f)^{-n};$$

or

$$(1-f^m)^n=1-\frac{n}{1}f^m+\frac{n(n-1)}{1.2}f^{2m}-\frac{n(n-1)(n-2)}{1.2.3}f^{3m}+\ldots,$$

$$(1-f)^{-n}=1+\frac{n}{1}f+\frac{n(n+1)}{1.2}f^2+\frac{n(n+1)(n+2)}{1.2.3}f^3+\ldots.$$

En mettant à part le premier facteur f^n, il restera à trouver dans le produit des deux autres, développés ci-dessus, les termes qui sont affectés de f^{p+1-n}; pour cela on prendra d'abord dans la série inférieure le terme affecté de f^{p+1-n}, pour multiplier le premier terme 1 de la série supérieure; puis on reculera dans la seconde série jusqu'au terme affecté de $f^{p+1-n-m}$, pour multiplier le terme affecté de f^m dans la première série; et continuant ainsi de rétrograder de m termes dans la série inférieure, pour avancer de 1 terme dans la série supérieure, on obtiendra, pour le coefficient cherché,

$$\frac{n(n+1)\ldots p}{1.2\ldots(p+1-n)}-\frac{n(n+1)\ldots(p-m)}{1.2\ldots(p+1-n-m)}\times\frac{n}{1}$$
$$+\frac{n(n+1)\ldots(p-2m)}{1.2\ldots(p+1-n-2m)}\times\frac{n(n-1)}{1.2}-\ldots,$$

série qu'il faudra continuer tant qu'on ne rencontrera, dans les produits indiqués, aucun facteur qui soit nul ou négatif.

On lui fait prendre une forme plus élégante, en obser-

vant que si $p+1-n>n-1$, on peut supprimer dans le premier terme, comme se trouvant à la fois au numérateur et au dénominateur, tous les facteurs depuis $p+1-n$ jusqu'à $n-1$, et les introduire, au contraire, si $p+1-n<n-1$. Avec cette attention et en renversant l'ordre des facteurs, le premier terme devient

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-n+2)}{1.2.3\ldots(n-1)},$$

ce qui met sur la voie des changements analogues à faire dans les autres; et si, pour abréger, on pose

$$p-m=p',\quad p-2m=p'',\quad p-3m=p''',\ldots,$$

on obtient la formule

$$\begin{aligned}
&\frac{p(p-1)\ldots(p-n+2)}{1.2.3\ldots(n-1)}\\
&-\frac{p'(p'-1)\ldots(p'-n+2)}{1.2..3\ldots(n-1)}\times\frac{n}{1}\\
&+\frac{p''(p''-1)\ldots(p''-n+2)}{1.2.3\ldots(n-1)}\times\frac{n(n-1)}{1.2}\\
&-\frac{p'''(p'''-1)\ldots(p'''-n+2)}{1.2.3\ldots(n-1)}\times\frac{n(n-1)(n-2)}{1.2.3}+\ldots,
\end{aligned}$$

semblable à celle de Moivre. En l'appliquant, comme lui, à chercher le nombre de manières d'amener le point 16 avec 4 dés ordinaires, on doit prendre

$$n=4,\quad m=6,\quad p=15,\quad p'=9,\quad p''=3,$$

ce qui donne

$$\frac{15.14.13}{1.2.3}-\frac{9.8.7}{1.2.3}\cdot\frac{4}{1}+\frac{3.2.1}{1.2.3}\cdot\frac{4.3}{1.2}=125.$$

Ce nombre étant divisé par $6^4=1296$, qui marque celui de toutes les chances possibles dans le jet simultané de 4 dés, on aura la probabilité de $\frac{125}{1296}$, environ $\frac{1}{10}$, d'amener avec ces dés le point 16.

En ne supposant que 3 dés, et cherchant le nombre de

manières d'amener les points 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 et 10, on prendra successivement pour p chacun des nombres

$$2,\ 3,\ 4,\ 5,\ 6,\ 7,\ 8,\ 9,$$

et, par ces valeurs, on trouvera les suivantes :

$$1,\ 3,\ 6,\ 10,\ 15,\ 21,\ 25,\ 27,$$

dont la somme 108 est moitié de $6^3 = 216$, nombre total des chances : il est donc également probable, avec 3 dés, d'amener dans un seul jet un point inférieur à 11 ou supérieur à 10. Cette remarque est le fondement du jeu nommé *passe-dix*.

57. La recherche de la probabilité que tous les numéros d'une loterie seront sortis après un nombre donné de tirages, problème qu'Euler et Laplace ont résolu par des moyens différents, offre, dans un énoncé simple, une question curieuse.

La considération du polynôme y serait applicable aussi ; mais ne me paraissant pas devoir mener facilement à la solution générale, je vais passer à l'explication de la formule donnée par Euler (*Opuscula analytica*, t. II, p. 333). On trouvera dans la Note II la solution de Laplace.

Soit m *le nombre des numéros dont se compose la loterie, et dont il en sort* i *à chaque tirage ; on demande la probabilité que tous seront sortis dans* n *tirages.*

Les chances également possibles dans un tirage sont toutes les combinaisons qu'on peut faire des m numéros, pris en nombre i : celui de ces chances aura donc pour expression

$$\frac{m(m-1)\ldots(m-i+1)}{1.2.3\ldots i}.$$

Désignons-le, pour abréger, par P_m, afin de pouvoir représenter par P_{m-1}, P_{m-2}, etc., ce qu'il devient quand on y change m en $m-1$, $m-2$, etc.; et pour éviter

toute confusion, substituons les lettres a, b, c, d, e, etc., aux numéros de la loterie. Cela posé, n tirages donneront $(P_m)^n = P^n_m$ *arrangements* des premières chances prises n à n, parmi lesquels se trouveront compris tant ceux qui contiennent toutes les lettres que ceux où il en manque quelques-unes; la question se réduit évidemment à soustraire ces derniers du nombre total, pour arriver à l'expression du nombre de ceux qui remplissent la condition du problème.

Il est d'abord évident que les arrangements qui ne contiennent pas une lettre désignée, a par exemple, se trouveraient tous dans une loterie formée des $m - 1$ lettres restantes; qu'ils sont par conséquent au nombre de P^n_{m-1}, et qu'en exceptant ainsi chaque lettre à son tour, on aura déjà mP^n_{m-1} arrangements à ôter de P^n_m, ce qui donnera

$$P^n_m - \frac{m}{1} P^n_{m-1}.$$

Mais il faut observer que parmi les arrangements qui ne contiennent point la lettre a, se trouvent ceux qui ne renferment en même temps ni a, ni b, qui de même se trouvent aussi parmi les arrangements ne renfermant point b : chacun de ceux où il manque 2 lettres a donc été retranché 2 fois, lorsqu'on a ôté de P^n_m les arrangements où il manque une lettre; or, les premiers, qui sont au nombre de $\frac{m(m-1)}{1.2} P^n_{m-2}$, n'auraient dû être retranchés qu'une seule fois : il faut donc les ajouter une fois à l'expression formée ci-dessus, et l'on aura

$$P^n_m - \frac{m}{1} P^n_{m-1} + \frac{m(m-1)}{1.2} P^n_{m-2}.$$

Les arrangements où il manque 3 lettres, a, b, c, par exemple, ont été retranchés d'abord 3 fois, savoir, avec ceux où a manque, où b manque, où c manque; ils ont

été ensuite ajoutés 3 fois, savoir, avec les arrangements où a et b manquent en même temps, ou bien a et c, ou bien b et c. Si on les a ôtés d'un côté 3 fois, on les a remis autant de l'autre; il faut donc les soustraire de nouveau, et leur nombre étant $\frac{m(m-1)(m-2)}{1.2.3} P^n_{m-3}$, on aura, après cette opération,

$$P^n_m - \frac{m}{1} P^n_{m-1} + \frac{m(m-1)}{1.2} P^n_{m-2} - \frac{m(m-1)(m-2)}{1.2.3} P^n_{m-3}.$$

Passant aux arrangements où il manque 4 lettres, on verra de même qu'ils ont été retranchés 4 fois avec ceux où il manque une lettre, ajoutés 6 fois avec ceux où il manque 2 lettres, et retranchés 4 fois avec ceux où il manque 3 lettres : ayant donc été retranchés 2 fois de plus qu'ils n'ont été ajoutés, il faut les ajouter encore une fois, et leur nombre étant $\frac{m(m-1)(m-2)(m-3)}{1.2.3.4} P^n_{m-4}$, il en résultera

$$\begin{aligned} P^n_m - \frac{m}{1} P^n_{m-1} &+ \frac{m(m-1)}{1.2} P^n_{m-2} \\ &- \frac{m(m-1)(m-2)}{1.2.3} P^n_{m-3}, \\ &+ \frac{m(m-1)(m-2)(m-3)}{1.2.3.4} P^n_{m-4}. \end{aligned}$$

La loi de cette expression est maintenant assez évidente pour qu'on puisse la pousser aussi loin qu'on le voudra; mais pour en constater la vérité indépendamment de toute induction, il suffit d'observer qu'un arrangement où il manque un nombre p de lettres est retranché $\frac{p}{1}$ fois avec ceux où il en manque 1, ajouté $\frac{p(p-1)}{1.2}$ avec ceux où il en manque 2, retranché $\frac{p(p-1)(p-2)}{1.2.3}$ fois avec ceux où il en manque 3, et ainsi de suite; ce qui donne pour

résultat l'expression

$$-\frac{p}{1}+\frac{p(p-1)}{1.2}-\frac{p(p-1)(p-2)}{1.2.3}+\ldots\pm\frac{p}{1},$$

renfermant tous les termes du développement de $(1-1)^p$, à l'exception du premier terme, qui est $+1$, et du dernier, qui est ± 1, selon que p est impair ou pair. L'expression ci-dessus est donc égale à 0 dans le premier cas, et à -2 dans le second; ainsi, dans l'un on aura encore à retrancher les combinaisons où il manque p lettres, et dans l'autre ces combinaisons auront été soustraites 2 fois au lieu d'une : il faudra par conséquent joindre à l'expression du nombre des arrangements cherchés le terme

$$\frac{m(m-1)\ldots(m-p+1)}{1.2\ldots p}\,\mathrm{P}^n_{m-p},$$

avec le signe $-$ si p est impair, et le signe $+$ si ce nombre est pair.

Le problème proposé est donc complétement résolu par la formule

$$\mathrm{P}^n_m-\frac{m}{1}\,\mathrm{P}^n_{m-1}+\ldots\pm\frac{m(m-1)\ldots(m-p+1)}{1.2\ldots p}\,\mathrm{P}^n_{m-p},$$

tant qu'on se borne aux considérations algébriques, puisque cette formule donne le nombre de chances favorables à l'événement désiré, et qu'en la divisant par P^n_m, nombre total des chances, on aura la probabilité demandée, que tous les numéros de la loterie seront sortis dans un nombre n de tirages.

On voit que la question suppose $n>\frac{m}{i}$; et Euler remarque, en effet, que la formule ci-dessus demeure nulle tant que $n<\frac{m}{i}$. De plus, il faut, dans les valeurs de P, s'arrêter à $p=m-i$ numéros, parce qu'alors il ne reste

dans la loterie que $m - (m - i) = i$ numéros, et que tous les tirages sont les mêmes; aussi trouve-t-on $P^n_i = 1$.

Il est à propos d'observer aussi que P^n_m se réduirait à m^n, s'il ne sortait qu'un numéro à chaque tirage, c'est-à-dire si l'on avait $i = 1$.

58. Euler a montré que pour mettre facilement en nombres la formule ci-dessus, lorsque les valeurs de m et de n étaient considérables, il suffisait de calculer le logarithme du rapport de chaque terme avec celui qui le précède.

En effet, si, pour abréger, on pose

$$\frac{m}{1} P^n_{m-1} = A, \quad \frac{m(m-1)}{1.2} P^n_{m-2} = B,$$

$$\frac{m(m-1)(m-2)}{1.2.3} P^n_{m-3} = C, \text{ etc.},$$

on aura

$$\frac{A}{P^n_m} = m \frac{P^n_{m-1}}{P^n_m}, \quad \frac{B}{A} = \frac{m-1}{2} \frac{P^n_{m-2}}{P^n_{m-1}}, \quad \frac{C}{B} = \frac{m-2}{3} \frac{P^n_{m-3}}{P^n_{m-2}}, \text{ etc.};$$

puis, remontant aux valeurs de P^n_m, P^n_{m-1}, P^n_{m-2}, etc., on obtiendra

$$\frac{P^n_{m-1}}{P^n_m} = \left[\frac{(m-1)\ldots(m-i)}{m(m-1)\ldots(m-i+1)}\right]^n = \left(\frac{m-i}{m}\right)^n,$$

$$\frac{P^n_{m-2}}{P^n_{m-1}} = \left[\frac{(m-2)\ldots(m-i-1)}{(m-1)(m-2)\ldots(m-1)}\right]^n = \left(\frac{m-i-1}{m-1}\right)^n,$$

. . . . . .

d'où l'on conclura

$$\frac{A}{P^n_m} = \frac{m}{1}\left(\frac{m-i}{m}\right)^n, \quad \frac{B}{A} = \frac{m-1}{2}\left(\frac{m-i-1}{m-1}\right)^n,$$

$$\frac{C}{B} = \frac{m-2}{3}\left(\frac{m-i-2}{m-2}\right)^n, \ldots.$$

Passant aux logarithmes, on aura

$$l\frac{A}{P^n_m} = lm - nl\frac{m}{m-i},$$

$$l\frac{B}{A} = l\frac{m-1}{2} - nl\frac{m-1}{m-i-1},$$

$$l\frac{C}{B} = l\frac{m-2}{3} - nl\frac{m-2}{m-i-2},$$

. . . . . .

et en observant que

$$l\frac{B}{P^n_m} = l\frac{A}{P^n_m} + l\frac{B}{A}, \quad l\frac{C}{P^n_m} = l\frac{B}{P^n_m} + l\frac{C}{B}, \ldots,$$

on déterminera, par une suite d'autant plus convergente que le nombre n sera grand, le rapport de chaque terme de la formule proposée, comparé au premier, ce qui donnera la probabilité demandée; car cette formule étant divisée par P^n_m devient, par les dénominations employées ci-dessus,

$$1 - \frac{A}{P^n_m} + \frac{B}{P^n_m} - \frac{C}{P^n_m} + \ldots.$$

En prenant $m = 90$, $i = 5$, $n = 100$, on obtient, au moyen des six premiers termes de la formule, pour la probabilité de la sortie des 90 numéros de la loterie de France, la fraction 0,7410, exacte à moins de $\frac{1}{10000}$, et qui surpasse beaucoup $\frac{1}{2}$ (*). Il ne serait pas difficile, en rétrogradant, de s'assurer que c'est du 85e au 86e tirage que cette probabilité passe au delà de $\frac{1}{2}$. En portant le nombre des tirages à 200, il suffit des deux premiers termes de la formule, qui donnent 0,9990, probabilité très-peu différente de 1.

(*) Euler trouve 0,7419; mais Trembley, qui est revenu sur cette question dans les *Mémoires de l'Académie de Berlin*, années 1794 et 1795 (p. 76), ayant mis plus d'exactitude dans les calculs, est parvenu au nombre rapporté ci-dessus.

Dans le Mémoire cité, Euler ne se borne pas au problème dont je viens de donner la solution : il cherche aussi les probabilités pour la sortie de $m-1$, $m-2$, etc., numéros, et parvient à des expressions très-remarquables. J'indiquerai également aux lecteurs un Mémoire inséré dans ceux de l'Académie de Berlin pour l'année 1751 (p. 255), où il détermine les probabilités dans le jeu de cartes appelé *jeu de rencontre*. Le seul emploi de la théorie des permutations le conduit à des résultats très-élégants et très-curieux (*).

59. Je terminerai cette suite de questions en donnant une idée de celles qui concernent les parties jouées en *rabattant*, c'est-à-dire en ne comptant jamais que l'excès du nombre de coups gagnés par un joueur, sur le nombre de ceux que l'autre a gagnés, de sorte que le gain total, ou la fin de la partie, dépende d'obtenir, non pas un nombre donné de points, mais un nombre qui surpasse d'un excès donné celui des points gagnés par l'autre joueur.

Pour éclaircir ceci par un exemple, montrons d'abord ce qu'il peut arriver lorsque l'excès de points qui fait gagner est égal à 2; désignons par A et B les joueurs, ainsi que les points qu'ils gagnent, et supposons que la probabilité d'obtenir un point soit $\frac{1}{2}$. Il est évident que tous les arrangements, dans lesquels la même lettre se trouve aux deux premières places, doivent être exclus dès qu'il y a plus de deux places, puisqu'ils désignent un coup qui ne pourrait se présenter qu'après la terminaison du jeu; ainsi l'arrangement AA, faisant gagner le joueur A, exclut l'arrangement AAB. On voit aussi que la même lettre ne saurait se trouver plus de trois fois de

(*) La même question, présentée sous un autre énoncé dans la *Théorie analytique des Probabilités*, par Laplace, p. 217, a été traitée de nouveau par M. Tedenat, dans le tome XII des *Annales de Mathématiques pures et appliquées*, publiées par M. Gergonne (p. 120).

suite après la première place; l'arrangement BAAAAB, par exemple, ne peut entrer dans ceux du 6e coup, puisqu'il dérive de l'arrangement BAAA qui terminerait le jeu au 4e coup. D'après ces observations, on trouvera que les divers événements possibles sont,

au 1er coup,	au 2e,	au 3e,	au 4e, etc.
A	AA	ABA	ABAA
ou B	AB	ABB	ABAB
	BA	BAA	ABBA
	BB	BAB	ABBB
			BAAA
			BAAB
			BABA
			BABB

En cherchant dans ce tableau, dont la continuation ne présente aucune difficulté, les arrangements où le nombre des répétitions d'une même lettre surpasse de 2 celui des répétitions de l'autre lettre, et qui terminent le jeu, on en trouvera 2 au 2e coup, savoir, AA et BB; 4 au 4e coup, savoir,

ABAA, ABBB, BAAA, BABB,

et ainsi de suite. Les probabilités étant $\frac{1}{4}$ pour chaque événement du 2e coup, $\frac{1}{8}$ pour ceux du 3e, $\frac{1}{16}$ pour ceux du 4e, etc., on aura la probabilité $2.\frac{1}{4}=\frac{1}{2}$ que la partie se terminera au 2e coup, $4.\frac{1}{16}=\frac{1}{4}$ qu'elle finira précisément au 4e coup, et par conséquent la probabilité $\frac{1}{2}+\frac{1}{4}$ qu'elle ne se prolongera pas au delà de 4 coups : on trouverait $\frac{1}{2}+\frac{1}{4}+\frac{1}{8}$ pour le 6e coup, et ainsi de suite; car il est d'ailleurs évident que la partie ne peut se terminer qu'à un nombre pair de coups.

Si le gain de la partie dépendait d'obtenir une supériorité de 3 points, le tableau des événements possibles à chaque coup deviendrait beaucoup plus compliqué; mais Moivre a bien simplifié le problème, en cherchant,

en premier lieu, la probabilité qu'à un coup déterminé la partie ne sera pas finie (*).

60. Quand la supériorité demandée est seulement de deux points, comme dans l'exemple ci-dessus, la partie ne pouvant pas être décidée en moins de deux coups, il faudra considérer d'abord la formule

$$(e+f)^2 = e^2 + 2ef + f^2,$$

dans laquelle les termes e^2 et f^2 indiquent la probabilité du gain de deux points de suite, soit par A, soit par B, et $2ef$ celle que la partie ne sera pas finie. Maintenant, pour aller plus loin, il faut, d'après les règles concernant les probabilités composées (17), multiplier $2ef$ par $e+f$; ce qui donnera, pour le 3e coup, les termes

$$2e^2f + 2ef^2,$$

répondant aux événements

AAB, ABB,

dont aucun ne peut décider la partie : passant donc au coup suivant, on multipliera encore $2e^2f + 2ef^2$ par $e+f$, ce qui donnera

$$2e^3f + 4e^2f^2 + 2ef^3$$

dont le terme du milieu $4e^2f^2$ répond au cas où la partie n'est pas finie. Déjà l'on voit que cette partie ne pouvant finir que dans un coup d'ordre pair, il est plus simple de prendre pour multiplicateur $e^2 + 2ef + f^2$; et l'on reconnaît sans peine que les probabilités cherchées forment la progression par quotient

$$2ef, \quad 4e^2f^2, \quad 8e^3f^3, \quad \text{etc.}$$

En supposant, comme dans notre exemple, que les probabilités simples soient égales à $\frac{1}{2}$, on aura

$$\tfrac{1}{2}, \quad \tfrac{1}{4}, \quad \tfrac{1}{8}, \quad \ldots,$$

(*) *Doctrine of Chances*, p. 202.

pour la probabilité que la partie ne sera pas finie au 2e, au 4e, au 6e, etc., coup; et en retranchant de l'unité ces fractions, il viendra

$$\tfrac{1}{2},\quad \tfrac{3}{4},\quad \tfrac{7}{8},\quad \ldots,$$

pour les probabilités de la terminaison de la partie.

Lorsque le gain de la partie dépend de plus de deux points, on ne tombe plus sur une progression par quotient; mais en suivant la même marche, on parvient aisément à cette règle donnée par Moivre :

Pour trouver la probabilité que la partie dans laquelle le joueur A *doit enlever* q *jetons au joueur* B, *ou celui-ci* p *jetons au joueur* A, *ne sera pas finie dans un nombre* r *de coups, multipliez le binôme* e + f *par lui-même, autant de fois qu'il y a d'unités dans* r — 1, *en observant, après chaque multiplication, d'effacer les termes dans lesquels l'exposant de la lettre* e *surpasse de* q *l'exposant de la lettre* f, *ainsi que les termes où l'exposant de la lettre* f *surpasse de* p *celui de la lettre* e (parce que ces termes répondent à des événements qui terminent la partie); *les termes restants composeront la probabilité demandée.*

Si l'on avait

$$p = 3,\quad q = 2,\quad r = 7,$$

en suivant la règle ci-dessus on arriverait à

$$13e^4f^3 + 21^3f^4;$$

et si l'on faisait $e = f = \frac{1}{2}$, il en résulterait

$$\frac{13 + 21}{128} = \frac{34}{128} = \frac{17}{64},$$

et $1 - \frac{17}{64} = \frac{47}{64}$ pour la probabilité contraire, c'est-à-dire que la partie soit finie en 7 coups. On arriverait immédiatement à cette dernière en formant la somme de tous les termes rejetés dans le cours des multiplications

indiquées ci-dessus, et l'on obtiendrait la probabilité qui se rapporte à chaque joueur, en prenant les termes où celle des lettres e, f qui le concerne a le plus fort exposant.

Il resterait à trouver la loi de ces termes, de manière à former la probabilité relative à un coup quelconque, sans passer par les précédentes : Moivre a seulement indiqué cette loi; mais la recherche en est trop longue pour trouver place dans ce Traité (*voyez* la Note II) (*).

De la Règle des paris, et de l'espérance mathématique.

61. Jusqu'ici je n'ai encore considéré les probabilités qu'en elles-mêmes; mais le plus souvent on ne les calcule que pour régler la mise et le gain dans les jeux, et en général pour apprécier l'avantage ou le désavantage pécuniaire des spéculations fondées sur des événements incertains. Avant qu'aucune théorie mathématique eût éclairé celle des hasards, on s'était déjà entendu pour *regarder comme équitable tout pari dans lequel les parieurs déposent des sommes proportionnelles au nombre des chances qui les feraient gagner.* Celui qui, dans le jet d'un dé à 6 faces, parierait d'amener une face désignée, ne devrait déposer au jeu que la 5e partie de ce qu'y mettrait son adversaire, puisqu'il n'aurait en sa faveur que 1 chance, tandis que l'autre en aurait 5.

Quelque naturelle que soit cette conclusion, on la rendra peut-être encore plus évidente en concevant d'abord que chaque face du dé soit assignée à un parieur différent, et que la somme mise au jeu doive échoir à celui qui aura

(*) M. Ampère, dans ses *Considérations sur la théorie mathématique du jeu*, est parvenu à cette loi par un procédé purement algébrique.

Les jeux offrent beaucoup d'autres questions difficiles à résoudre; l'une des plus remarquables est celle de la probabilité du refait de 31, au *trente et quarante*. M. Poisson l'a traitée le premier par l'analyse transcendante, et en a donné une solution précise. (Voyez les *Annales de Mathématiques pures et appliquées*, publiées par M. Gergonne, t. XVI, p. 173.)

désigné la face amenée par le jet. Il n'y a pas de raison alors pour que la mise de l'un de ces joueurs soit plus considérable que celle de tout autre. Son gain sera donc quintuple de cette mise; et si quelqu'un voulait se substituer aux 5 autres, avant que le sort eût prononcé, il devrait nécessairement leur rendre leur mise : il déposerait donc 5 fois autant que le premier, c'est-à-dire précisément en raison du nombre des chances qui sont en sa faveur.

Ce que je viens de dire sur l'exemple précédent s'appliquerait également à de plus compliqués : on peut concevoir de même que 36 parieurs se sont distribué toutes les chances comprises dans le tableau de la page 11; chacun de ces parieurs doit déposer la même somme au jeu, et la totalité des mises formerait le gain d'un seul, si la condition à remplir était l'arrivée de la chance dont il a fait choix. Mais si cette condition est seulement d'amener avec les deux dés un point désigné, tous ceux des joueurs qui ont pris une des chances formant ce point ont un droit égal au gain : ils devront donc le prendre en commun, pour se le partager également. Si le point dont il s'agit est 8, par exemple, il y aura 5 gagnants, puisque ce point résulte de 5 chances; et le fonds du jeu, composé de 36 mises particulières, sera acquis par 5. Si donc on remplace par un seul individu ceux qui ont les chances favorables au point 8, et par un second ceux qui ont toutes les autres, on voit que leurs mises respectives seront dans le rapport de 5 à 31, c'est-à-dire proportionnelles au nombre de chances qui les font gagner.

Ces considérations, dont Moivre paraît avoir fait usage le premier (*), justifient suffisamment, ce me semble, le principe posé ci-dessus, d'après lequel, si deux joueurs, ayant en leur faveur les probabilités e et f, déposent des

(*) *Doctrine of Chances*, p. 3.

sommes a et b, il faut, pour former un pari équitable, qu'il y ait la proportion

$$a : b :: e : f, \quad \text{d'où} \quad af = be.$$

62. Ce principe suffit pour tous les cas où le hasard décide en une seule épreuve, parce qu'alors la condition des joueurs ne change que par la conclusion de l'événement; en sorte que si la volonté des joueurs ou un empêchement quelconque s'opposait à ce que le hasard, d'où dépend le jeu, fût tenté, chacun d'eux, renonçant aux chances qu'il avait acquises par sa mise au jeu, la reprendrait en entier. Il n'en est pas de même quand, pour terminer le jeu, il faut des épreuves répétées, et que quelques-unes ayant déjà eu lieu ont modifié le nombre des chances favorables aux divers joueurs : leur espérance a changé, et avec elle leur droit sur le fonds du jeu. C'est sur ce nouveau pied qu'il faut régler le partage entre eux, en s'appuyant sur la convention généralement établie dans tous les jeux, d'après laquelle *tout joueur perd la propriété de l'argent qu'il dépose, mais acquiert en revanche, sur le fonds du jeu, un droit proportionnel à la probabilité qu'il a de gagner ce fonds.*

Par exemple, une personne parie d'amener deux fois le même point dans deux jets consécutifs d'un dé à 6 faces; la probabilité de cet événement étant seulement $\frac{1}{36}$, et celle de l'événement contraire $\frac{35}{36}$, cette personne ne doit mettre au jeu que 1 franc et son adversaire 35. Posons que, le premier jet ayant eu lieu, le point désigné ait paru, et qu'alors les joueurs veuillent se séparer; celui qui a parié d'amener le point désigné aurait encore au second jet 1 chance pour lui et seulement 5 contre : son espérance est donc très-différente de ce qu'elle était avant le premier jet. Dans ce cas, la mise totale étant considérée comme appartenant au jeu, toutes les chances également possibles ont un droit égal au partage de cette somme, et

celui qui réunit plusieurs chances doit avoir les parts correspondantes : ainsi le premier joueur prendra $\frac{1}{6}$ de la mise totale, ou 6 francs, et son adversaire les $\frac{5}{6}$, ou 30 francs.

63. Sous cette dernière forme, la règle des paris servant à partager la somme déposée par les joueurs, avant que le sort ait prononcé entre eux, prend le nom de règle des *partis* (*). L'application que Pascal en a faite aux questions que lui proposait le chevalier de Méré, déjà cité (24), a donné naissance au calcul des probabilités. Voici l'une des plus simples de ces questions : *Deux joueurs ont formé un fonds destiné à celui qui aura le plus tôt gagné trois parties; ils se séparent lorsque le premier en a gagné deux et le second une; on demande la part que chacun doit avoir sur le fonds du jeu, en supposant que la probabilité de gagner isolément une partie soit $\frac{1}{2}$ pour chaque joueur.*

La considération des probabilités composées résout bien facilement cette question. S'il était joué une partie de plus et que le premier joueur la gagnât, il aurait la mise totale; la probabilité de cet événement est $\frac{1}{2}$. S'il n'arrivait pas, chacun des joueurs ayant alors gagné deux parties, la suivante déciderait nécessairement leur sort; mais la probabilité qu'elle serait jouée étant $\frac{1}{2}$, on aura $\frac{1}{4}$ pour la probabilité qu'elle serait gagnée par le premier joueur, et de même pour le second. Or cette dernière probabilité est la seule que le second joueur ait de gagner, tandis que le premier avait $\frac{1}{2}$ dès la partie précédente : les probabilités totales sont par conséquent

pour le 1er joueur, $\frac{1}{2}+\frac{1}{4}=\frac{3}{4}$, et pour le 2e, $\frac{1}{4}$.

(*) Le mot *parti* étant pris dans le sens de distribution. De là est venue cette façon de parler : *faire à quelqu'un un bon parti*; ce serait une faute que de dire la règle des *parties*. (Voyez *Œuvres de Pascal*, t. V. p. 32.)

Si donc le fonds du jeu était de 64 pistoles, comme le suppose Pascal, le premier joueur devrait en prendre les $\frac{3}{4}$, ou 48 pistoles, et l'autre $\frac{1}{4}$ seulement, ou 16. Quelque simple qu'il soit, cet exemple peut suffire pour montrer ce qu'il faut faire dans tous ceux qui pourront se présenter, et réduit la difficulté au développement de tous les événements possibles, jusqu'à celui qui amène la décision du sort.

Pascal ne poussait pas le calcul si loin, dans l'exemple ci-dessus; il se bornait à chercher ce qui arriverait si la 4e partie était jouée. Dans le cas où le premier joueur la perdrait, les deux ayant gagné chacun le même nombre de parties auraient droit à la moitié des 64 pistoles : « Donc, s'ils ne veulent point hasarder cette partie..., le » premier doit dire : Je suis sûr d'avoir 32 pistoles, car » la perte même me les donne; mais pour les 32 autres, » peut-être je les aurai, peut-être vous les aurez; le ha- » sard est égal : partageons donc ces 32 pistoles par la » moitié, et donnez-moi, outre cela, mes 32 pistoles qui » me sont sûres. Il aura donc 48 pistoles et l'autre 16 (*). » Ce résultat est le même que celui du calcul des probabilités composées, et le raisonnement paraît ici beaucoup plus simple; mais il perd cet avantage dans les cas plus compliqués, qu'il ne résout qu'en les faisant dépendre les uns des autres, jusqu'à ce qu'ils retombent dans celui-ci.

Fermat, qui s'occupait du problème des *partis* en même temps que Pascal, y appliqua d'abord la méthode des combinaisons, dont celui-ci eut quelque peine à concevoir l'emploi, lorsqu'il s'agissait de trois joueurs; et pour lever ses doutes, Fermat fit usage des probabilités composées (**).

(*) *Œuvres de Pascal*, t. IV, p. 413.

(**) *Ibid.*, p. 439. On voit à la page 434 que Pascal avait aussi résolu le cas de trois joueurs, par sa méthode générale qu'il cite encore p. 427 et 443.

64. La séparation des joueurs avant la décision du sort, qui peut n'être qu'un objet de convenance ou seulement de spéculation, devient nécessaire dans le cas où le terme du jeu cesse d'être assignable, comme cela est possible, du moins mathématiquement, dans les parties jouées en *rabattant* (59).

En effet, si les joueurs voulaient se séparer avant la décision du sort, comme l'époque de cette décision est indéterminée, il faudrait qu'ils convinssent préalablement du nombre de coups sur lequel ils se proposent de régler leur partage. Je supposerai que dans l'exemple du numéro cité, le joueur A, ayant gagné un point au 1er coup, propose alors la cessation du jeu; le tableau de la page 91 montre que le 1er coup ayant amené l'événement A, il ne reste au second coup que les événements AA et AB, dont la probabilité est $\frac{1}{2}$. Le premier fait gagner le joueur A; le second, réduisant les deux joueurs à l'égalité, donne à chacun la probabilité $\frac{1}{2}$ de gagner, la même qu'il avait en se mettant au jeu. Suivant ces remarques, les probabilités sont, pour le 1er joueur, $\frac{1}{2}+\frac{1}{2}.\frac{1}{2}=\frac{3}{4}$, pour le 2e, $\frac{1}{2}.\frac{1}{2}=\frac{1}{4}$. Si donc ils prennent le second coup pour régler leur séparation, le joueur A aura les $\frac{3}{4}$ de la somme déposée, et le joueur B seulement $\frac{1}{4}$; ce qui est d'ailleurs évident, puisque le point A arrivé au 1er coup, excluant les arrangements BA et BB du 2e coup, ne laisse à ce joueur que la part assignée par l'événement AB.

65. La considération des sommes *éventuelles*, c'est-à-dire dépendantes du hasard, a introduit dans le calcul des probabilités une expression qui mérite un examen particulier, celle d'*espérance mathématique*, par laquelle on désigne *le produit d'une somme éventuelle par la probabilité de l'obtenir*. C'est dans la règle des partis qu'on en saisit le mieux la raison. Lorsque des joueurs consentent à partager le fonds du jeu avant que le sort en ait

2181511

disposé, ils n'ont encore que des espérances; et cette règle accordant à chacun d'eux, sur la somme déposée, une partie indiquée par la probabilité qu'il a de gagner le tout, il était assez naturel de prendre cette partie pour la valeur de son attente. On pourrait aussi la considérer comme ce que devrait lui payer quelqu'un qui voudrait prendre sa place si le jeu continuait. On va retrouver ces divers points de vue dans la règle des paris.

66. Premièrement, l'équation $af = be$ (61) exprime l'égalité des produits formés en multipliant le gain qu'espère chaque joueur par la probabilité de l'obtenir : on peut donc dire que *dans un pari équitable, les espérances mathématiques des deux parieurs doivent être égales.*

Secondement, si l'on regarde les mises de ces joueurs comme ne leur appartenant plus, dès qu'elles sont déposées, et qu'on évalue l'espérance sur la rentrée de la somme de ces mises, que produit le gain du pari, on aura

$$(a+b)e \text{ pour le } 1^{er} \text{ joueur}, \quad (a+b)f \text{ pour le } 2^{e};$$

et à cause que $be = af$ et $e + f = 1$, ces valeurs sont respectivement égales aux mises a et b. On voit donc que *la mise de chaque joueur doit être égale à son espérance mathématique sur la somme déposée pour former le fonds du jeu :* elle peut être considérée comme le prix qu'il donne pour acquérir cette espérance; et en observant que la certitude est représentée par 1, on aura les équations remarquables

$$(a+b)e = a.1, \quad (b+a)f = b.1.$$

Troisièmement, si l'on met l'équation $af = be$ sous la forme

$$be - af = 0,$$

et qu'on regarde les pertes comme des sommes négatives, le produit $-af$ de la somme $-a$, par la probabilité f du gain du second joueur, pourra entrer dans l'évaluation de

l'espérance mathématique du premier, laquelle *se formera alors en multipliant le profit ou la perte que lui apporte chacun des événements possibles, par la probabilité de ces événements, et donnant aux pertes le signe* —. Elle sera égale à zéro, dans le cas du pari équitable; ce qui veut dire que l'état du joueur doit être envisagé comme n'étant pas changé par son entrée au jeu.

Ce dernier point de vue semble présenter une contradiction dans les termes; car l'état indiqué par l'espérance mathématique du joueur est fictif : il n'est point celui qui a lieu dans la réalité. Après la décision du sort, l'argent du joueur sera augmenté de b ou diminué de a, selon qu'il aura gagné ou perdu. Dans l'un et l'autre cas, son état sera différent de ce qu'il était avant le jeu. Comment donc interpréter une conclusion dans laquelle deux événements qui s'excluent l'un l'autre semblent se compenser? Par les conséquences des épreuves répétées, dont la multiplication tend sans cesse à rapprocher la distribution des événements simples du rapport de leurs probabilités.

67. Cette explication, donnée par Condorcet, qui a le premier remarqué la difficulté, s'appuie sur des propositions démontrées par le calcul. D'abord, dans un nombre quelconque d'épreuves, le plus probable des événements composés est précisément celui où le gain égale la perte. En effet, si les événements A et B, dont l'un fait gagner b et l'autre perdre a, ont respectivement les probabilités

$$e = \frac{m}{m+n}, \quad f = \frac{n}{m+n},$$

on aura

$$be - af = \frac{bm - an}{m+n},$$

et, par conséquent,

$$bm - an = 0, \quad \text{quand} \quad be - af = 0.$$

Mais, dans un nombre $r(m+n)$ d'épreuves, l'événe-

ment le plus probable, étant composé de rm événements A et de rn événements B (29), donnera au joueur qui parie pour A la somme

$$bmr - anr,$$

qui s'évanouit quand on a l'équation

$$bm - an = 0, \quad \text{ou la proportion} \quad a : b :: m : n,$$

c'est-à-dire lorsque les mises sont en raison des probabilités (61).

68. A la vérité, ce résultat précis ne repose que sur une probabilité relative; mais on peut obtenir une probabilité absolue, de plus en plus grande, d'en approcher, dans un certain sens, aussi près qu'on le voudra, savoir : la probabilité que le rapport du nombre des événements A au nombre des épreuves sera compris entre les limites

$$\frac{m+1}{m+n} \quad \text{et} \quad \frac{m-1}{m+n},$$

lorsqu'on embrassera $r(m+n)$ épreuves (34).

Écrivons dans ces formules sm et sn à la place de m et de n, suivant l'observation du n° 35; les limites ci-dessus, devenant

$$\frac{sm+1}{s(m+n)}, \quad \frac{sm-1}{s(m+n)},$$

se rapporteront à des événements composés dans lesquels il en entrera au plus $rsm + r$ de l'espèce A avec $rsn - r$ de l'espèce B, et au moins $rsm - r$ de l'espèce A avec $rsn + r$ de l'espèce B. Dans le premier cas, le joueur qui parie pour A recevra $(rsm+r)b$, et donnera $(rsn - r)a$: la valeur de cet événement composé sera donc

$$(rsm + r)b - (rsn - r)a = rs\left(mb - na + \frac{a+b}{s}\right).$$

Si elle est positive, ce qui arrivera quand

$$mb + \frac{a+b}{s} > na,$$

imera le gain du joueur qui parie pour A et la
celui qui parie pour B.

s le second cas, au lieu de la valeur ci-dessus, on
a

$$(rsm - r)b - (rsn + r)a = rs\left(mb - na - \frac{a+b}{s}\right),$$

valeur qui sera négative si

$$na + \frac{a+b}{s} > mb,$$

et qui alors exprimera une perte pour le premier joueur, un gain pour le second.

Quand $bm - an = 0$, tout devient égal entre eux : ils ont la même probabilité de ne pas gagner et de ne pas perdre au delà de la somme

$$rs\left(\frac{a+b}{s}\right) = r(a+b).$$

C'est une partie déterminée de la mise totale de chaque joueur; car si l'on y remplace b par sa valeur $\frac{an}{m}$, tirée de l'équation

$$bm - an = 0,$$

elle deviendra $\frac{ra(m+n)}{m}$, et la mise totale du joueur qui parie pour A étant $rsa(m+n) = M$, on aura

$$r(a+b) = \frac{M}{sm} :$$

la somme gagnée ou perdue a donc avec la mise totale le rapport $\frac{1}{sm}$.

En désignant par N la mise du joueur qui parie pour B et chassant a au lieu de b, on trouverait

$$r(a+b) = \frac{N}{sn},$$

ce qui donne, pour le second joueur, le rapport $\frac{1}{sn}$.

Il suit de là que, comme on peut assigner d'abord au nombre s telle valeur qu'on veut, on pourra supposer aussi petits qu'on le voudra les rapports $\frac{1}{sm}$, $\frac{1}{sn}$, et prenant ensuite pour r des nombres de plus en plus considérables, *on obtiendra une probabilité de plus en plus grande, que la somme perdue par l'un quelconque des joueurs et gagnée par l'autre ne surpassera pas une fraction donnée, et aussi petite qu'on le voudra, de leur mise totale.*

69. Supposons maintenant que l'équation $bm - an = 0$ n'ait pas lieu, mais que l'espérance du second joueur l'emporte sur celle du premier; posons, en conséquence, $an = bm + c$; il en résultera, dans le premier cas,

$$rs\left(-c + \frac{a+b}{s}\right) \begin{cases} \text{gain du } 1^{er} \text{ joueur,} \\ \text{perte du } 2^{e}, \end{cases}$$

et dans le second cas,

$$rs\left(c + \frac{a+b}{s}\right) \begin{cases} \text{perte du } 1^{er} \text{ joueur,} \\ \text{gain du } 2^{e}. \end{cases}$$

On voit par ces expressions que le gain du 1er joueur se change en perte et la perte du 2e en gain, dès que $c > \frac{a+b}{s}$: le 1er joueur perdra donc dans toute l'étendue des limites assignées aux événements composés, tandis que le 2e gagnera toujours entre ces mêmes limites. Or le nombre s pouvant être pris aussi grand qu'on voudra, il s'ensuit que, *quelque petite que soit la différence qu'on établisse entre les espérances mathématiques de deux joueurs, on pourra, en multipliant le nombre des épreuves, obtenir telle probabilité qu'on voudra que le joueur favorisé sera toujours en gain et l'autre toujours en perte.*

Cette dernière proposition me paraît bien suffisante pour fonder la règle du pari équitable et fixer le sens que l'on doit attacher à l'espérance mathématique; elle prouve la nécessité de faire entrer la répétition des hasards dans

l'appréciation des pertes et des gains qu'ils amènent, et justifie complétement l'assertion qui termine le n° 40 (*).

70. Je n'ai encore considéré que deux événements possibles à chaque épreuve; mais on applique l'*espérance mathématique* à l'évaluation de tous les genres de hasard. *Soit*, par exemple, *un dé à 6 faces, marquées depuis* 1 *jusqu'à* 6, *pour l'apparition de chacune desquelles un joueur s'engage à donner à celui qui jette le dé autant de francs qu'elle contient de points; on demande la somme que ce dernier doit mettre au jeu.* L'espérance mathématique de celui-ci se forme en ajoutant celles que donnent tous les événements possibles, et qui sont égales au produit du nombre de points marqués sur les diverses faces, par la probabilité $\frac{1}{6}$ d'en amener une quelconque : le résultat est

$$\frac{1}{6}(1+2+3+4+5+6) = 3\tfrac{1}{2} \text{ francs},$$

et par conséquent la mise cherchée (66). Aucun événement ne rapportera précisément cette somme; mais elle est la *moyenne* (ou elle tient le milieu) entre celles que le second joueur retire par les gains et celles que lui lais-

(*) Condorcet ajoute encore les considérations suivantes, qui ne sont pas moins curieuses.

Dans le développement de $(m+n)^{r(m+n)}$, la somme des termes qui précèdent le plus grand, celui qui est affecté de $m^{rm}n^{rn}$, comparée à la valeur totale du développement, tend sans cesse vers le rapport $\frac{1}{2}$; il en est de même de la somme des termes qui suivent ce plus grand. Les premiers répondent aux événements qui font gagner le joueur pariant pour A, les autres aux événements qui font gagner son adversaire, lorsque leurs espérances mathématiques sont égales, et seulement dans ce cas : il s'ensuit donc que, dans ce cas seulement, les probabilités de gain tendent à devenir égales pour chaque joueur, à mesure que les épreuves se multiplient. (*Essai sur la probabilité des décisions, etc.*, p. 145.) Les bornes dans lesquelles je me suis proposé de resserrer cet ouvrage ne me permettent pas de rapporter la démonstration de la proposition ci-dessus; mais on en trouvera du moins des exemples numériques dans la note de la page 222.

sent les pertes, c'est-à-dire que les unes sont autant au-dessus que les autres sont au-dessous. En effet, il éprouvera, sur les points

	1,	2,	3,
les pertes	$2\frac{1}{2}$ francs,	$1\frac{1}{2}$ franc,	$\frac{1}{2}$ franc,

et sur les points

	4,	5,	6,
les gains	$\frac{1}{2}$ franc,	$1\frac{1}{2}$ franc,	$2\frac{1}{2}$ francs;

les unes compensent les autres. Pour le premier joueur, ce serait la même chose, mais dans l'ordre inverse.

De plus, cette valeur moyenne est celle qui ne produit ni perte ni gain pour l'événement composé le plus probable dans les épreuves répétées, puisque cet événement répond au terme dont les exposants sont proportionnels aux probabilités des événements simples (54).

71. Cette compensation ne peut être considérée que comme un état fictif résultant de l'impossibilité d'assigner de quel côté sera le gain, lorsque le jeu est égal; car il faut bien remarquer que si le calcul montre que, dans ce cas, les rapports des pertes aux mises totales des joueurs sont renfermés dans des limites de plus en plus resserrées (68), il ne s'ensuit pas la diminution de la valeur absolue de ces pertes, mais, au contraire, son augmentation, puisque la somme $r(a+b)$ croît sans cesse avec r. Aussi, en ne considérant que le résultat général du jeu, sans s'arrêter au sort de l'un des joueurs en particulier, on trouve sans peine qu'*il y a une probabilité toujours croissante que la perte surpassera une somme donnée, quelque considérable que soit cette somme.*

Pour y parvenir, supposons d'abord que les probabilités des événements simples soient égales; prenons en conséquence le développement de $(e+f)^{2r}$, représen-

tons par $\mu e^p f^p$ le terme qui en occupe le milieu; enfin, joignons à ce terme un nombre q de ceux qui le précèdent et autant de ceux qui le suivent. Nous aurons une expression de la forme

$$\lambda e^{p+q} f^{p-q} + \ldots + \mu e^p f^p + \ldots + \lambda' e^{p-q} f^{p+q},$$

et indiquant les événements où la différence entre le nombre des parties gagnées et celui des parties perdues ne s'élèvera pas à plus de $2q$. Or, cette probabilité comprenant $2q+1$ termes ira sans cesse en décroissant si le nombre q reste le même, tandis que le nombre p augmente (32), et, par conséquent, la probabilité contraire, qui est formée du reste des termes du développement de $(e+f)^{2p}$, s'approchera de plus en plus de l'unité.

Il suit évidemment de là que, si l'on désigne la mise de chaque joueur par a et que sa fortune ne surpasse point $2qa$, il existe un nombre p, donnant une probabilité aussi grande que l'on voudra que la perte résultant du jeu s'élèvera à plus de $2qa$, et qu'ainsi l'un des joueurs finira par être ruiné, quoique le jeu soit égal; seulement, la probabilité de cette ruine sera la même pour un joueur que pour l'autre, parce que les termes qui les expriment dans le développement de $(e+f)^{2p}$ sont identiques.

Quand les probabilités des événements simples sont inégales, il faut employer l'expression

$$\frac{\lambda m^{rm+q} n^{rn-q} + \ldots + \mu m^{rm} n^{rn} + \ldots + \lambda' m^{rm-q} n^{rn+q}}{(m+n)^{r(m+n)}},$$

dont les termes extrêmes répondent à une perte marquée par

$$(rm+q)b - (rn-q)a = q(a+b),$$

à cause que $rmb - rna = 0$ (67).

Prenant alors $q(a+b)$ pour l'expression de la fortune de chaque joueur, on pourra trouver encore, comme ci-dessus, à cause de l'invariabilité du nombre q, une pro-

babilité de plus en plus grande, que le jeu suffisamment prolongé occasionnera à l'un des joueurs une perte égale à $q(a+b)$ et le ruinera par conséquent (*).

Lorsque le jeu est inégal, alors la répétition des épreuves tend sans cesse à l'accumulation des plus petits avantages, dont, comme on l'a vu dans le n° 69, la probabilité croît sans cesse et peut être portée aussi près de l'unité qu'on le voudra. Aussi l'expérience prouve-t-elle chaque jour que les *banquiers* qui se chargent de tenir un jeu de pur hasard, moyennant certains avantages sur les chances, se procurent un bénéfice assuré dès qu'ils ont des fonds suffisants pour faire face à quelques événements trop défavorables qui peuvent arriver de temps à autre.

72. Le succès des loteries est de ce genre : il est fondé sur ce qu'elles ne rendent pas à ceux qui y mettent (ou aux *pontes*) le gain correspondant aux risques qu'ils courent; la disproportion est le plus souvent considérable et augmente à mesure que les probabilités de succès diminuent, ainsi qu'on va le voir dans la loterie de France.

L'*extrait simple,* ou la sortie d'un seul numéro, ne rend que 15 fois la mise, quoique, sa probabilité n'étant que $\frac{1}{18}$ (47), il devrait produire un gain égal à 17 fois la mise et rendre, par conséquent, 18 fois cette mise : l'espérance mathématique du banquier excède donc ici de $\frac{3}{18}=\frac{1}{6}$ celle des pontes.

L'*extrait déterminé,* ou la sortie d'un seul numéro, à une place marquée du tirage, la première, par exemple, ne rend que 70 fois la mise pour une probabilité égale à

(*) Ici les probabilités ne sont pas exactement les mêmes pour chaque joueur; mais, suivant l'indication donnée dans la note de la page 105, elles tendront sans cesse à devenir égales, en s'approchant de $\frac{1}{2}$.

$\frac{1}{90}$: l'avantage du banquier sur ce hasard est donc $\frac{20}{90} = \frac{2}{9}$.

L'*ambe*, ou la sortie dans le même tirage de deux numéros désignés, ne rend que 270 fois la mise; mais 90 numéros combinés 2 à 2 produisant $\frac{90.89}{2} = 4005$ ambes, et les 5 numéros d'un tirage $\frac{5.4}{2} = 10$, la probabilité de la sortie d'un ambe est $\frac{10}{4005}$; la probabilité contraire, $\frac{3995}{4005}$: le gain du ponte devrait donc être $\frac{3995}{10} = 399,5$ fois la mise; l'avantage du banquier est, par conséquent,

$$(399,5 - 269)\frac{10}{4005} = \frac{1305}{4005} = \frac{29}{89}.$$

L'*ambe déterminé*, ou la sortie de deux numéros désignés dans une place donnée du tirage, ne rend que 5100 fois la mise. Comme il s'agit ici des arrangements 2 à 2 et non pas des combinaisons, les 90 numéros produisent 8010 ambes déterminés; de plus, la place étant fixée dans le tirage, la probabilité d'un ambe déterminé sera par conséquent $\frac{1}{8010}$, la probabilité contraire $\frac{8009}{8010}$: le gain du ponte devrait donc être 8009 fois la mise; l'avantage du banquier est, par conséquent,

$$(8009 - 5099)\frac{1}{8010} = \frac{291}{801}.$$

Le *terne*, ou la sortie dans le même tirage de trois numéros désignés, ne rend que 5500 fois la mise; mais 90 numéros combinés 3 à 3 produisant $\frac{90.89.88}{1.2.3} = 117480$ ter-

nes, et les 5 numéros du tirage $\frac{5.4.3}{1.2.3} = 10$, la probabilité de la sortie d'un terne est $\frac{10}{117480} = \frac{1}{11748}$; la probabilité contraire, $\frac{11747}{11748}$: le gain du ponte devrait donc être 11747 fois la mise; l'avantage du banquier est, par conséquent,

$$(11747 - 5499)\frac{1}{11748} = \frac{6248}{11748} = \frac{142}{267}.$$

Le *quaterne,* ou la sortie dans le même tirage de quatre numéros désignés, ne rend que 75 000 fois la mise; mais les 90 numéros combinés 4 à 4 produisant $\frac{90.89.88.87}{1.2.3.4} = 2\,555\,190$ quaternes, et les 5 numéros du tirage $\frac{5.4.3.2}{1.2.3.4} = 5$, la probabilité de la sortie d'un quaterne est $\frac{5}{2555190} = \frac{1}{511038}$, la probabilité contraire $\frac{511037}{511038}$: le gain du ponte devrait donc être 511037 fois la mise; l'avantage du banquier est, par conséquent,

$$(511037 - 74999)\frac{1}{511038} = \frac{436038}{511038} = \frac{218019}{255519}.$$

On pouvait mettre autrefois sur le *quine,* ou sur la sortie dans le même tirage de 5 numéros désignés, qui ne rendait que 1 000 000 de fois la mise; mais les 90 numéros combinés 5 à 5 produisant $\frac{90.89.88.87.86}{1.2.3.4.5} = 43\,949\,268$ quines, et les 5 numéros du tirage 1, la probabilité de la sortie d'un quine était donc $\frac{1}{43949268}$, la probabilité contraire $\frac{43949267}{43949268}$: le gain du ponte aurait donc dû être 43 949 267 fois la mise; l'avantage du banquier était, par

conséquent,

$$(43949267 - 999999)\frac{1}{43949268} = \frac{42949268}{43949268},$$

et surpassait $\frac{42}{43}$.

On a supprimé cette manière de jouer, dans laquelle la difficulté de gagner était si grande, qu'elle devait rebuter presque tout le monde. Pour s'en faire bientôt une idée, il suffit de considérer qu'en faisant 2 tirages par mois dans 4 villes différentes, ce qui donnerait 96 tirages dans un an, il faudrait plus de 457804 ans pour que tous les quines fussent sortis, en supposant encore qu'aucun ne se fût répété pendant cet immense intervalle. La sortie de tous les quaternes exigerait, dans la même hypothèse, plus de 5323 ans : on trouverait bien autre chose encore si, par la formule du n° 57, on cherchait le nombre de tirages qu'il faudrait embrasser pour obtenir la probabilité $\frac{1}{2}$ de gagner un quine ou un quaterne.

73. Il ne faut pas croire pourtant que le gain du banquier, à la loterie, soit aussi démesuré que le montrent les calculs précédents. Pour que la grande disproportion établie entre la mise et le gain produisît infailliblement son plein effet, il faudrait que toutes les combinaisons des numéros fussent jouées avec des mises égales; mais c'est ce qui est bien loin d'arriver. Les mises par extrait, qui sont les plus nombreuses, se distribuent très-inégalement entre les 90 numéros, selon la date de leur dernière sortie, ou d'après des rêveries superstitieuses : aussi l'administration de la loterie, qui craignait la sortie d'un numéro trop *chargé* de mises, s'était réservé le droit de le *fermer*, c'est-à-dire de ne pas recevoir les mises qui seraient faites sur ce numéro; mais une longue expérience l'ayant bien rassurée sur cette crainte, elle ne met plus à présent de restriction à la volonté des pontes; seu-

lement, comme autrefois, elle fait vendre des billets arrangés d'avance, afin de répandre autant qu'il est possible les mises sur toutes les combinaisons. Cependant il n'est pas nécessaire que le partage des mises approche beaucoup de l'égalité, pour mettre le banquier hors de perte : c'est ce dont on peut se convaincre en considérant ses avantages sous le rapport des recettes aux dépenses dans chaque tirage.

Si toutes les mises par extrait étaient les mêmes, un tirage lui coûterait 5×15 mises, ou 75 mises ; s'il en avait reçu 90, il aurait un bénéfice assuré de 15 mises, et il serait au pair s'il y avait eu seulement 75 numéros placés. Faisant le même calcul sur les autres manières de jouer les numéros, on verra l'excédant de la recette sur la dépense augmenter d'une manière si rapide, que le pair est atteint bien avant que toutes les combinaisons ou les arrangements soient remplis.

Au reste, les profits bien constatés de la loterie, pendant une longue suite d'années, les pertes et les désordres, malheureusement aussi bien constatés, dont elle a été la cause pour une multitude de gens de toute profession, enivrés par ses espérances trompeuses, parlent encore plus haut que les calculs précédents contre la faiblesse qui fait hasarder dans un jeu aussi inégal un argent dont on pourrait faire un usage profitable autant à l'amélioration des mœurs qu'aux avantages physiques des hommes, en le plaçant à des caisses d'épargne solidement établies, sagement administrées, où, recueillant les petites économies de l'ouvrier laborieux et du domestique fidèle, on leur prépare des ressources assurées pour le temps de la vieillesse et des infirmités.

Ceux qui veulent absolument se bercer d'espérances frivoles ont retourné de toutes les manières les combinaisons que présentent la constitution de la loterie et les tableaux des numéros sortis depuis son établissement,

afin d'y chercher un moyen de trouver son côté faible. Ce qu'ils ont pu faire de moins déraisonnable revient à déterminer des progressions de mises croissant de manière qu'un événement heureux dont la probabilité serait assez considérable pût couvrir la perte passée; mais par ce moyen on ne saurait arriver à une probabilité un peu grande d'obtenir un gain même très-faible, qu'en exposant une somme assez forte pour que sa perte entraînât de bien plus graves inconvénients que le gain ne pourrait donner d'avantages. Les pontes qui ont peu de fortune ne sauraient suivre de semblables jeux, ce qu'on appelle faire la *martingale,* sans se gêner ou s'obérer, et sont souvent forcés de les abandonner en perdant tout ce qu'ils y ont exposé. Quant aux gens riches, ils peuvent faire de leurs capitaux un emploi bien plus avantageux, en se livrant aux améliorations de l'agriculture, au perfectionnement des arts, au développement du commerce. Dans cette espèce de jeu, dont on peut dire que la nature est le banquier, parce que sa force reproductive en fait le fonds, les pontes sages et éclairés augmentent leur fortune, en procurant à la société un accroissement de bien-être (*).

De l'espérance morale.

74. Ce n'est pas seulement à un jeu inégal qu'un homme sensé ne voudra point exposer une somme un peu forte, dans l'espérance d'un petit gain très-probable : il penserait encore ainsi, quand même les conditions du jeu seraient égales; mais il se déterminerait au contraire

(*) Les jeux publics sont aussi une autre source de ruine, parce qu'ils sont tenus par des banquiers qui ont un avantage constant sur toutes les mises : tel est celui du *trente et un* ou *trente et quarante*. M. Poisson, dans le Mémoire déjà cité (p. 94), a donné, pour la première fois, l'expression exacte de l'avantage du banquier. Les principaux résultats de ce Mémoire se trouvent dans le tome XIII des *Annales de Chimie et de Physique*, p. 173.

aisément à risquer une faible somme, pour obtenir un gain considérable et d'une probabilité fort petite. L'un et l'autre de ces cas peuvent néanmoins répondre à la même espérance mathématique, puisque l'équation $be = af$ (66) subsistera toujours, si, dans chacun de ses membres, l'un des facteurs diminue dans le même rapport que l'autre augmente. Par exemple, le pari dans lequel $a = 10000$, $b = 10$, $e = \frac{1000}{1001}$, $f = \frac{1}{1001}$, quoique équitable, serait-il tenu par un homme de bon sens, ne possédant qu'une très-petite fortune? Courrait-il le risque de perdre 10000 francs pour gagner 10 francs, quoique les probabilités soient en raison inverse de ces sommes? Non sans doute : l'appréciation morale de l'événement diffère donc ici de son évaluation mathématique. La cause en est dans la disproportion entre les conséquences d'une perte qui diminuerait considérablement la fortune du joueur, et celles d'un gain qui n'y apporterait qu'une très-légère augmentation.

Il est incontestable que la valeur absolue d'une somme d'argent n'est pas toujours la mesure précise de son importance : elle doit le plus souvent s'estimer d'après les privations que sa perte impose, ou les jouissances que son gain procure, ce qui dépend de l'état de la fortune de celui qui doit la perdre ou la gagner; mais comment introduire cette considération dans les calculs? Quelle proportion convient-il d'établir entre le bien possédé et les sommes éventuelles? Quelle formule, satisfaisant à toutes les conditions du sujet, doit être substituée à celles de l'espérance mathématique? Enfin convient-il d'abandonner cette appréciation des événements incertains? C'est ce que je vais examiner successivement.

75. Pour donner des bases à l'estimation relative des pertes et des gains, il paraîtrait d'abord indispensable de classer les objets de dépenses suivant leur degré d'utilité;

mais il serait bien difficile de former de cette manière un tarif avoué par tout le monde. Les aises, le superflu même, auxquels on s'est habitué, sont souvent regardés comme faisant partie du nécessaire, et chacun en établit les rapports selon ses dispositions et ses goûts. On ne voit donc dans l'idée de *perte* et de *gain relatifs*, que le *plus* ou le *moins*, sentis d'une manière vague qui laisse absolument indéterminée la loi d'accroissement et de diminution de leurs rapports d'importance; en sorte qu'il n'y a d'autre moyen d'y appliquer le calcul, que d'établir une hypothèse, pour en faire l'épreuve par la comparaison de ses conséquences avec ce qu'indique le simple bon sens, procédé qui ne saurait mener à des résultats précis, mais conduit seulement à distinguer le plausible de l'absurde.

Ce qui se présente de mieux, au premier coup d'œil, est de prendre pour mesure de l'importance d'une somme ajoutée à un bien quelconque le rapport de l'une à l'autre, et d'admettre en conséquence que l'homme qui possède 1000 francs, et qui gagne 100 francs, en reçoit un avantage égal à celui que procure un gain de 10 000 francs au possesseur de 100 000 francs, ou le gain de 1 franc à l'homme n'ayant que 10 francs.

Dès que l'on fait entrer dans l'appréciation des sommes éventuelles la considération du bien antérieurement possédé, la même somme acquiert plus d'importance lorsqu'on la perd que lorsqu'on la gagne. En effet, le joueur qui, possédant 1000 francs, va risquer une somme de 100 francs, s'expose à perdre la 10e partie de son bien : l'importance de cette somme pour lui est représentée alors par $\frac{1}{10}$; mais s'il la gagne, comme il aura 1100 francs, la même somme de 100 francs ne sera plus que $\frac{1}{11}$ de sa fortune : elle aura par conséquent diminué de valeur morale. Buffon, qui a proposé cette hypothèse, en conclut que le jeu le plus simple et le plus égal, celui dans lequel

deux personnes qui possèdent autant de bien l'une que l'autre ont en leur faveur un nombre égal de chances, entraîne toujours une perte absolue d'aisance, puisque l'événement diminue plus le bien-être du perdant qu'il n'augmente celui du gagnant. Dans l'exemple ci-dessus, l'estimation de cette perte serait $\frac{1}{10} - \frac{1}{11} = \frac{1}{110}$; dans celui de Buffon, la somme éventuelle étant la moitié de la fortune des joueurs, les valeurs morales de la perte et du gain sont exprimées par $\frac{1}{2}$ et $\frac{1}{3}$, dont la différence est $\frac{1}{6}$ (*).

En général, soit a le bien antérieur, et α la somme éventuelle; l'importance de cette somme sera exprimée par

$$\frac{\alpha}{a}, \text{ comme perte, } \frac{\alpha}{a+\alpha}, \text{ comme gain,}$$

et la différence par $\frac{\alpha^2}{a(a+\alpha)}$.

Ceci conduit naturellement à chercher la valeur de la perte d'une importance équivalente au gain α. Soit x cette perte; on aura

$$\frac{x}{a} = \frac{\alpha}{a+\alpha}, \quad \text{d'où} \quad x = \frac{a\alpha}{a+\alpha} = \frac{\alpha}{1+\frac{\alpha}{a}}.$$

On voit par la dernière expression de x que sa valeur approchera d'autant plus de α, que la fraction $\frac{\alpha}{a}$ sera plus petite; en sorte que le gain et la perte ne peuvent être d'égale importance que lorsqu'ils sont infiniment petits par rapport au bien antérieur.

76. C'est dans cet état que Daniel Bernoulli les considère d'abord, et suppose que leur valeur morale ou leur importance, qu'il désigne par le mot latin *emolumentum*,

(*) *Essais d'Arithmétique morale*, p. 69 du tome IV du *Supplément de l'Histoire naturelle*, édition in-4°.

est en raison inverse du bien antérieur (*). Il conçoit ensuite qu'un bien quelconque est produit par l'accumulation d'un nombre infini de petits accroissements dont chacun y ajoute un degré d'importance proportionnel à son rapport avec le capital déjà formé. La somme de tous ces degrés compose l'importance ou la valeur morale de la somme produite ainsi. En désignant par α les petits accroissements du capital, par a, a', a'', a''',... x, ses valeurs successives, et par k un nombre constant, l'importance du capital x sera exprimée par la suite

$$\frac{k\alpha}{a}+\frac{k\alpha}{a'}+\frac{k\alpha}{a''}+\frac{k\alpha}{a'''}+\cdots+\frac{k\alpha}{x-\alpha},$$

dont la somme, lorsqu'on suppose α infiniment petit, s'obtient avec la plus grande facilité par le calcul intégral. (*Voyez* la Note III.) Avec ce secours, on trouve $k\,\mathrm{l}\frac{x}{a}$ pour la mesure de l'importance cherchée.

Pour s'assurer que cette mesure remplit la condition demandée, il suffit de connaître le développement du logarithme en série (*voyez* le *Complément des Éléments d'Algèbre*); car si l'on suppose que x se change en $x+\alpha$, l'expression $\mathrm{l}\frac{x}{a}$, devenant $\mathrm{l}\left(\frac{x+\alpha}{a}\right)$, s'accroîtra de la quantité

$$k\,\mathrm{l}\left(\frac{x+\alpha}{a}\right)-k\,\mathrm{l}\frac{x}{a}=k\,\mathrm{l}\left(\frac{x+\alpha}{x}\right)=k\,\mathrm{l}\left(1+\frac{\alpha}{x}\right)$$
$$=k\left(\frac{\alpha}{x}-\frac{\alpha^2}{2x^2}+\frac{\alpha^3}{3x^3}-\cdots\right),$$

tandis que la suite posée plus haut s'augmentera du terme $\frac{k\alpha}{x}$; et ces accroissements approcheront d'autant plus de l'égalité, que α sera plus petit.

Le diviseur a désigne ici un bien primitif au-dessous

(*) *Commentarii Academiæ Petropolitanæ*, t. V, p. 175.

duquel ne saurait tomber la valeur de x, qu'on ne peut pas supposer négative; car, comme le remarque Bernoulli, il n'y a que l'individu mourant actuellement de faim, duquel on puisse dire qu'il ne possède rien absolument. « Celui qui se procure en mendiant une somme » annuelle de 10 pièces d'or n'en accepterait pas 50, » sous la condition de renoncer à ce moyen de gagner sa » vie, aussi bien qu'à tout autre. Il en est ainsi de ceux » qui ne vivent qu'en empruntant. Pourraient-ils s'in- » terdire à jamais cette ressource, moyennant une somme » plus considérable même que celle qui les libérerait de » leurs dettes? Si donc le mendiant et l'emprunteur ne » veulent pas renoncer à cette sorte de profession, le pre- » mier, à moins d'un capital de 100 pièces d'or, et le » second, à moins d'un capital de 1000, nous regarde- » rons l'un comme riche de 100 pièces et l'autre de 1000, » quoique, dans le langage ordinaire, on dise que l'un » n'a rien, et l'autre moins que rien. » En général, le bien possédé par un individu est au moins représenté par la subsistance qu'il tire de l'emploi de sa force et de son industrie, et ne s'anéantit qu'avec sa vie.

77. Si nous représentons par y l'importance du capital x, et par y' celle du capital x', nous aurons

$$y' - y = k\,\mathrm{l}\frac{x'}{a} - k\,\mathrm{l}\frac{x}{a} = k\,\mathrm{l}\frac{x'}{x}.$$

Supposons maintenant, comme dans le n° 75, que a soit un bien et α une somme éventuelle quelconques; en posant $x = a$, $x' = a + \alpha$ et $x' = a - \alpha$, l'importance de la somme α sera exprimée par

$$k\,\mathrm{l}\frac{a+\alpha}{a}, \text{ comme gain}, \quad k\,\mathrm{l}\frac{a-\alpha}{a}, \text{ comme perte},$$

et négative dans le dernier cas.

Pour déterminer la perte x dont l'importance serait

égale à celle du gain α, nous considérerons qu'il s'agit ici de la valeur absolue de cette importance, indépendamment du signe ; et comme $k\,\mathrm{l}\,\frac{a-x}{a}$ est une quantité négative, nous poserons

$$-k\,\mathrm{l}\,\frac{a-x}{a}=k\,\mathrm{l}\,\frac{a+\alpha}{a},\quad \text{d'où}\quad \frac{a}{a-x}=\frac{a+\alpha}{a}$$

et

$$x=\frac{a\alpha}{a+\alpha}.$$

Cette valeur est la même que celle qui résulte de l'hypothèse de Buffon, quoique d'ailleurs cette hypothèse fasse croître bien plus rapidement que celle de Bernoulli l'importance des pertes. Ainsi deux hypothèses, fort éloignées l'une de l'autre, satisfont donc aux seules conditions que le sujet impose au premier coup d'œil, savoir : celle de diminuer le prix des sommes éventuelles, à mesure que le bien antérieur est plus considérable, et de donner plus d'importance à la perte qu'au gain. On pourrait trouver une infinité d'autres hypothèses qui en feraient autant ; mais celle de Bernoulli paraît la plus plausible, parce qu'elle descend aux éléments mêmes dont se forment les capitaux, et que c'est en effet par les très-petites sommes qu'on peut perdre ou gagner avec indifférence, que le sentiment commun fait apprécier les divers états de fortune. « Il s'embarrasse, dit-on, de perdre un » écu, comme moi de perdre un sou. » C'est comme si l'on disait : « Un écu est à sa fortune ce qu'un sou est à » la mienne. »

78. Aux valeurs absolues des sommes attachées à des événements incertains, Daniel Bernoulli substitue les valeurs morales, ou l'importance des capitaux résultant des modifications que ces événements apportent à la fortune du joueur. Si, par exemple, des événements dont les probabilités sont e, f, g, doivent produire des sommes α,

β, γ, et que a désigne le bien antérieur, au lieu de l'espérance mathématique

$$e\alpha + f\beta + g\gamma \quad (66),$$

on prendra

$$Y = k\left(e\,l\frac{a+\alpha}{a} + f\,l\frac{a+\beta}{a} + g\,l\frac{a+\gamma}{a}\right)$$

pour la valeur morale de la fortune du joueur qui attend ces événements. C'est là ce que Bernoulli nomme la *mesure du sort* (*mensura sortis*), et ce que Laplace appelle *fortune morale* (*), par opposition à la *fortune physique*, c'est-à-dire à la valeur absolue du capital ayant une importance équivalente. En désignant ce capital par X, on aura

$$Y = k\,l\frac{X}{a}, \quad \text{d'où} \quad X = (a+\alpha)^e(a+\beta)^f(a+\gamma)^g,$$

à cause que $e + f + g = 1$ (12).

Si l'on cherchait l'équivalent du gain, ou ce que Laplace appelle *espérance morale*, il faudrait faire $X = a + x$, ce qui donnerait

$$x = (a+\alpha)^e(a+\beta)^f(a+\gamma)^g - a.$$

En développant les puissances et les multiplications indiquées dans le second membre, et se bornant aux termes où les sommes éventuelles α, β, γ ne s'élèvent qu'à la première puissance, on trouvera

$$x = a^{e+f+g} + a^{e+f+g-1}(e\alpha + f\beta + g\gamma) - a,$$

ce qui se réduit à

$$x = e\alpha + f\beta + g\gamma,$$

puisque $e + f + g = 1$, $e + f + g - 1 = 0$.

Ce résultat, le même que l'*espérance mathématique*, montre que l'*espérance morale* a sensiblement la même valeur, lorsque les sommes éventuelles sont très-petites

(*) *Théorie analytique des Probabilités*, p. 433.

par rapport au bien antérieur; conséquence qu'il ne faut pas perdre de vue, et qui suit également de toutes les hypothèses qu'on pourrait faire sur l'importance des sommes éventuelles.

Voici les principales applications que Daniel Bernoulli fait de sa formule.

79. Premièrement, il cherche le sort d'un joueur possédant 100 pièces, et ayant la probabilité $\frac{1}{2}$ d'en gagner ou d'en perdre 50. Dans ce cas,

$$e=\frac{1}{2},\quad f=\frac{1}{2},\quad g=0,\quad a=100,\quad \alpha=50,\quad \beta=-50;$$

il vient

$$X=(100+50)^{\frac{1}{2}}(50)^{\frac{1}{2}}=\sqrt{50.150}=87:$$

ce joueur aurait donc 13 de perte sur son état primitif; elle se réduirait à 6, si l'on faisait $a=200$.

80. Dans la seconde question, Bernoulli suppose qu'*on demande à un négociant une somme de* 800 *pièces pour lui garantir* (*ou* assurer) *le prix de marchandises dont la valeur s'élève à* 10000 *pièces, et qui, devant être transportées par mer, seront exposées à un risque de perte dont la probabilité est* $\frac{1}{20}$; *convient-il à ce négociant d'accepter le marché qu'on lui propose?* Pour en juger, comparons les valeurs physiques de la fortune de ce négociant, lorsqu'il court les risques du transport, et lorsqu'il accepte la garantie (ou l'*assurance*) qui lui est offerte. Désignons toujours par a le bien qu'il possède, outre les marchandises énoncées dans la question, et faisons

$$\alpha=10000,\quad e=\frac{19}{20},\quad f=\frac{1}{20};$$

l'expression générale de X donnera, pour le premier cas,

$$(a+10000)^{\frac{19}{20}}a^{\frac{1}{20}},$$

et $a + 9200$ pour le second, dans lequel il y a une perte certaine de 800 pièces. Donc, selon que

$$(a + 10000)^{\frac{19}{20}} a^{\frac{1}{20}} < \text{ou} > n + 9200,$$

la garantie proposée donnera un avantage ou un désavantage moral au négociant.

De là résulte une détermination de a ou du bien qu'il doit posséder pour pouvoir rejeter cette assurance, et ce sera la valeur de a qui satisfera à l'équation

$$(a + 10000)^{\frac{19}{20}} a^{\frac{1}{20}} = a + 9200,$$

puisqu'elle est la limite qui sépare l'avantage du désavantage. Cette équation, traitée par rapport à la lettre a, suivant les procédés indiqués pour résoudre par approximation les équations numériques, donnera $a = 5043$. Tant que le négociant possède moins que cette somme, la formule de Bernoulli lui prescrit de faire assurer ses marchandises.

Il n'en est pas de cette formule comme de celle de l'espérance mathématique; les conditions n'y sont pas les mêmes pour chacun des joueurs; aussi, pour compléter la solution du problème qui nous occupe, Bernoulli cherche-t-il le bien que doit posséder celui qui offre la garantie (ou l'*assureur*). En désignant ce bien par b, on trouvera que la valeur physique de la fortune de l'assureur est, par suite de sa spéculation,

$$(b + 800)^{\frac{19}{20}} (b - 9200)^{\frac{1}{20}};$$

et l'égalant à b, on aura l'équation

$$(b - 800)^{\frac{19}{20}} (b - 9200)^{\frac{1}{20}} = b,$$

qui doit déterminer la valeur de b, au-dessous de laquelle l'assureur aurait tort de se livrer à la spéculation qu'il a entreprise : cette somme est 14 243 pièces.

Il faudrait qu'il en possédât au moins 29 878, pour

pouvoir ne demander au négociant que 600 pièces au lieu de 800, les risques demeurant les mêmes; et celui-ci aurait tort de rejeter l'offre, tant que son bien ne s'élèverait pas à 20 478 pièces. Ces nombres se déterminent comme les précédents, en substituant seulement 600 à 800.

81. En se bornant à chercher la valeur de l'espérance mathématique, on trouve qu'il est indifférent de risquer une somme dans un seul hasard, ou de la partager entre plusieurs hasards ayant la même probabilité que celui-ci; par exemple, de la placer sur un seul vaisseau, ou de la répartir entre plusieurs, lorsque le risque de perte est le même pour tous ces vaisseaux. En effet, a désignant cette somme, r le nombre des vaisseaux, dont, sur $m+n$, il s'en perd n, toutes les chances de leur arrivée seront comprises dans la formule

$$(m+n)^r = m^r + \frac{r}{1} m^{r-1} n + \frac{r(r-1)}{1.2} m^{r-2} n^2 + \frac{r(r-1)(r-2)}{1.2.3} m^{r-3} n^3 + \cdots;$$

la mise a étant partagée entre les r vaisseaux, l'arrivée de tous ces vaisseaux vaudra une somme $\frac{ra}{r}$; celle de $r-1$, une somme $(r-1)\frac{a}{r}$, et ainsi de suite. Multipliant donc par ces sommes les termes qui leur correspondent, on verra sans peine que le produit revient à

$$ma\left[m^{r-1} + \frac{(r-1)}{1} m^{r-2} n + \frac{(r-1)(r-2)}{1.2} m^{r-3} n^2 + \cdots\right] = ma(m+n)^{r-1};$$

et divisant par $(m+n)^r$, il en résultera $\frac{ma}{m+n}$ pour l'espérance mathématique, de même que si l'on n'avait considéré qu'un seul vaisseau.

Quand on s'en tient à ce premier aperçu, sans faire entrer en considération la plus ou moins grande possibilité de répéter les épreuves, la formule de Bernoulli paraît plus d'accord avec l'opinion commune, qui porte à diviser les sommes aventurées. Pour le montrer, il détermine successivement le sort d'un marchand qui, possédant 4000 pièces, et attendant par mer pour 8000 pièces de marchandises, fait charger ces marchandises, soit sur un, soit sur deux vaisseaux, dont la probabilité d'arriver est $\frac{9}{10}$. Dans le premier cas, la valeur physique de la fortune de ce négociant est

$$(12000)^{\frac{9}{10}}(4000)^{\frac{1}{10}} = 10751.$$

Le second, offrant trois événements composés dont les probabilités sont $(\frac{9}{10})^2$, $2\frac{9}{10}\cdot\frac{1}{10}$, $(\frac{1}{10})^2$ (20), ce qui donne $\alpha = 8000$, $\beta = 4000$, $\gamma = 0$, conduit à

$$(12000)^{\frac{81}{100}}(8000)^{\frac{18}{100}}(4000)^{\frac{1}{100}} = 11033.$$

En retranchant de ces sommes les 4000 pièces, bien antérieur que possède le négociant, on aura 6751 et 7033 pour les valeurs morales des sommes éventuelles qu'il attend. Par la formule de l'espérance mathématique, on trouvera $8000 \times \frac{9}{10} = 7200$, somme plus forte, mais dont les résultats, tirés de la formule de Bernoulli, s'approcheront d'autant plus que les marchandises seront réparties sur un plus grand nombre de vaisseaux.

82. Ce géomètre termine le Mémoire dont je donne l'extrait par la solution du problème qui fit naître les premiers doutes sur l'évaluation de l'espérance mathématique, adoptée sans discussion par les inventeurs du calcul des probabilités. Il fut proposé à Montmort par Nicolas Bernoulli (*), et reçut le nom de *problème de Pétersbourg*, à cause sans doute de la mention qu'en a

(*) *Analyse des jeux de hasard*, p. 402, 5e problème.

faite Daniel Bernoulli dans les Mémoires académiques de cette ville. Voici l'énoncé qu'on y trouve : *Pierre, se proposant de jeter en l'air une pièce de monnaie, promet de donner à Paul* 1 *ducat si, dès le premier coup, cette pièce étant tombée montre la face;* 2, *si cela n'arrive qu'au deuxième coup ;* 4, *si ce n'est qu'au troisième, et ainsi de suite, en doublant à chaque coup. On demande le sort de Paul.* Cette sorte de jeu se nomme en français *croix ou pile,* pile désignant la face qui doit paraître : il revient au jet d'un dé qui n'aurait que deux faces.

En appliquant le calcul aux conditions indiquées ci-dessus, on trouve pour Paul les probabilités

$$\frac{1}{2},\quad \frac{1}{4},\quad \frac{1}{8},\ldots,\quad \frac{1}{2^n},$$

de gagner

$$1,\quad 2,\quad 4,\ldots,\quad 2^{n-1} \text{ ducats},$$

selon que pile n'arrivera qu'au

$$1^{\text{er}},\quad 2^{\text{e}},\quad 3^{\text{e}},\ldots,\quad n^{\text{e}} \text{ coup :}$$

son espérance mathématique de gain vaudra donc

$$\frac{1}{2}\cdot 1+\frac{1}{4}\cdot 2+\frac{1}{8}\cdot 4+\ldots+\frac{1}{2^n}\cdot 2^{n-1}=\frac{n}{2}.$$

Or, puisqu'il n'est pas impossible que pile n'arrive qu'après un nombre de coups plus grand que tel nombre qu'il plaira d'assigner, ne s'ensuit-il pas qu'avant de commencer le jeu il faut supposer ce nombre infini? La mise de Paul doit donc être infinie; mais quel homme sensé voudra risquer à ce jeu, non pas une somme infinie, ce qui est absurde, mais même une somme tant soit peu forte? Voilà le paradoxe que les géomètres ont cherché à expliquer ou à éviter.

Quelques-uns ont pensé qu'on lèverait toute difficulté, soit en fixant pour le maximum de gain un somme telle-

ment grande, qu'on dût regarder comme absolument inutile tout ce qu'on pourrait y ajouter, puisqu'on n'en saurait faire aucun emploi, ou bien en fixant une probabilité assez petite pour qu'on pût la considérer comme nulle, et regarder comme impossible l'événement auquel elle répond. Par la première considération, on place le terme du jeu au coup dont le gain rapporterait la somme prise pour limite de celles qu'il est utile de posséder. Cramer proposait pour cette limite le nombre marqué par

$$2^{24} = 16777216,$$

en prenant l'écu pour l'unité. Si l'on y substituait le ducat, employé dans l'énoncé du problème, le jeu finirait au 25e coup, et la mise de Paul se réduirait à $12\frac{1}{2}$. Mais si l'on regarde comme superflue toute augmentation faite à la somme 2^{24}, pourquoi ne se bornerait-on pas aussi bien à la somme $2^{24} - 1$, qui en diffère si peu; et, continuant ainsi de proche en proche, où s'arrêterait-on?

Si l'on voulait terminer le jeu lorsqu'il y a une probabilité très-voisine de l'unité que pile a dû arriver, et une probabilité contraire aussi petite que celle qu'on est convenu de regarder comme nulle, en prenant $\frac{1}{10000}$ pour celle-ci, le jeu devrait finir au 13e coup, puisque la probabilité de n'amener pile qu'au 14e est $\frac{1}{16384}$. Dans cette détermination, la mise de Paul ne serait que de $6\frac{1}{2}$ ducats; mais si l'on regarde comme nulle la probabilité $\frac{1}{10000}$, et la fraction $\frac{9999}{10000}$ comme la *certitude morale*, ainsi que le voulait Buffon, que fera-t-on pour les probabilités $\frac{9998}{9999}$ et $\frac{10000}{10001}$, qui diffèrent très-peu de la précédente? Il est donc impossible d'assigner des limites aussi fixes à des évaluations qui conservent toujours quelque chose de vague. Je reprendrai ces considérations dans la suite; mais ce que je viens de dire suffit pour conclure, avec Daniel Bernoulli et Condorcet, que les explications précédentes sont peu fondées.

83. La formule de Bernoulli entre mieux dans la difficulté, parce qu'elle ne met aucun terme à la durée du jeu. En désignant par a le bien de Paul, et par x ce qu'il doit mettre au jeu, son avoir sera, si pile arrive au

1er coup, $a-x+1$; au 2e, $a-x+2$; au 3e, $a-x+4\ldots$,

correspondant à des probabilités

$$\frac{1}{2}, \qquad \frac{1}{4}, \qquad \frac{1}{8}, \ldots,$$

ce qui donne pour la valeur physique de la fortune, d'après les conditions du jeu,

$$X=(a-x+1)^{\frac{1}{2}}(a-x+2)^{\frac{1}{4}}(a-x+4)^{\frac{1}{8}}\ldots,$$

qu'il faudra égaler au bien antérieur a, pour exprimer que le sort de ce joueur n'est pas changé : on aura donc l'équation

$$a=(a-x+1)^{\frac{1}{2}}(a-x+2)^{\frac{1}{4}}(a-x+4)^{\frac{1}{8}}\ldots,$$

dont le second membre doit renfermer un nombre infini de facteurs.

On ne tirerait pas aisément d'une semblable équation les valeurs de x; mais en faisant $a-x=a'$, elle devient

$$a=(a'+1)^{\frac{1}{2}}(a'+2)^{\frac{1}{4}}(a'+4)^{\frac{1}{8}}(a'+8)^{\frac{1}{16}}\ldots,$$

et conduit à la valeur de a par celle de a', d'où l'on déduit ensuite celle de x. On peut la mettre sous la forme

$$a=1^{\frac{1}{2}}.2^{\frac{1}{4}}.4^{\frac{1}{8}}.8^{\frac{1}{16}}\ldots$$
$$\times(1+a')^{\frac{1}{2}}\left(1+\frac{a'}{2}\right)^{\frac{1}{4}}\left(1+\frac{a'}{4}\right)^{\frac{1}{8}}\left(1+\frac{a'}{8}\right)^{\frac{1}{16}}\ldots,$$

où l'on voit que les facteurs du second nombre décroissent toujours, et ont pour limite l'unité, puisque dans leurs

expressions générales

$$2^{\frac{n-1}{2^n}} \quad \text{et} \quad \left(1+\frac{a'}{2^{n-1}}\right)^{\frac{1}{2^n}},$$

l'exposant tend à s'anéantir.

Si l'on prend les logarithmes de chaque membre, il viendra

$$la = \left(\frac{1}{4}+\frac{2}{8}+\frac{3}{16}+\ldots\right)l2$$
$$+\frac{1}{2}l(1+a')+\frac{1}{4}l\left(1+\frac{a'}{2}\right)+\frac{1}{8}l\left(1+\frac{a'}{4}\right)+\frac{1}{16}l\left(1+\frac{a'}{8}\right)+\ldots$$

La série qui multiplie $l2$ se décompose en

$$\frac{1}{4}\left[1+2\left(\frac{1}{2}\right)+3\left(\frac{1}{2}\right)^2+\ldots\right]=\frac{1}{4}\left(1-\frac{1}{2}\right)^{-2}=1:$$

la première partie du second membre a donc pour limite $l2$. Quant à la seconde partie, elle devient assez convergente lorsque a' n'est pas considérable, et finit par décroître plus rapidement que la progression par quotient $\frac{1}{2}$, $\frac{1}{4}$, etc., parce que le logarithme de $1+z$ approche de plus en plus d'être proportionnel à z, lorsque cette quantité est une fraction qui décroît sans cesse; et comme alors $l(1+z)<0,434z$, il est facile de s'assurer que la valeur de a reste finie tant que a' est fini, ce qui détruit le paradoxe.

Quand on fait $a'=0$, on obtient $a=2$; cela veut dire que si Paul ne possédait que 2 ducats, et qu'il les mît à ce jeu, la valeur morale de son avoir ne changerait pas.

Si l'on pose $a-x=100$, et qu'on emploie 10 termes, on trouvera que $a=104,38$, à moins de $\frac{1}{100}$ près; d'où $x=4,38$ (*).

(*) Après des calculs un peu différents des précédents, on lit dans la *Théorie analytique des Probabilités* (p. 441), $a=107,89$; mais la différence ne vient que de la diversité des données : Laplace suppose que si la face est amenée au premier coup, Pierre donne 2, au lieu de 1 que porte l'énoncé de la page 125.

84. De ce que la formule de Daniel Bernoulli paraît satisfaire assez bien aux diverses épreuves où nous l'avons mise, s'ensuit-il qu'il faille la substituer à celle de l'espérance mathématique? Condorcet ne le pensait pas, et, avant lui, Nicolas Bernoulli (neveu de Jean) était du même avis. Voici l'exposé de leurs motifs : Nicolas Bernoulli ne voyait dans les résultats de la première de ces formules que des conseils propres à éclairer les personnes qui voudraient se livrer à des spéculations sur le hasard, et non pas des règles pour établir un partage équitable entre les joueurs. Daniel Bernoulli, qui nous fait connaître cette opinion de Nicolas, déclare lui-même, au commencement de son Mémoire, qu'un tribunal devrait suivre d'autres principes que ceux qui servent de fondement à sa formule. *Placer deux joueurs dans une situation telle, qu'aucun d'eux n'ait l'avantage sur l'autre*, ce que fait la règle des paris, est aussi ce que prescrit la justice rigoureuse (*). La formule de Bernoulli, qui met au contraire une différence entre les deux joueurs, en favorisant celui qui a le moins de fortune, est destructive de toute convention de jeu. L'une des parties, en consultant

(*) Quod cùm nulla sit ratio, cur expectanti plus tribui debeat uni quàm alteri, unicuique æquæ sint adjudicandæ partes; *rationes autem nullas considerari, quæ personarum statum respiciant, solasque illas perpendi, quæ ad conditiones sortis pertineant. Talem sententiam ferant judices supremi publicâ auctoritate constituti, at verò hoc loco non judicia sed consilia danda sunt; regulæ nempè, quibus quisque suam sibimet æstimare debeat sortem pro diversâ rerum suarum constitutione.* Voilà sous quel point de vue Daniel Bernoulli présente ses principes (p. 175-176 du Mémoire cité p. 117).

Voyons à présent ce qu'il rapporte de la lettre de Nicolas Bernoulli : *Is verò testatus est nequaquam sibi displicere meam de mensurâ sortium sententiam, si modò quivis suæ sortis æstimator sit; aliter verò se rem habere, si tertius instar judicis secundùm æquitatem et justitiam unicuique collusorum sortem assignare debeat.* Et il ajoute : *Id ipse pariter in § 2 exposui* (p. 189-190 du Mémoire cité).

ses intérêts et sa situation particulière, peut bien sentir que la perte lui portant un plus grand dommage, il lui serait avantageux de diminuer sa mise et d'augmenter son gain ; mais l'autre partie peut-elle consentir à un pareil arrangement ? Le mal ne serait pas grand, sans doute, s'il résultait de cette difficulté de s'entendre un affaiblissement dans le goût du jeu ; mais, pour prononcer sur le mérite de la formule de Bernoulli, il faut examiner si la théorie ordinaire des probabilités ne motive pas aussi bien les conseils donnés par le seul emploi de la raison.

Cette théorie établissant la nécessité de répéter l'épreuve du hasard un nombre de fois de plus en plus considérable, pour atteindre à des probabilités un peu fortes de ne pas perdre au delà d'une certaine portion, non de la première mise, mais de la somme de toutes (68, 71), somme qui va toujours croissant, n'en résulte-t-il pas naturellement le conseil de ne pas aventurer des sommes considérables dans un jeu même égal, lorsqu'on ne peut pas en répéter souvent l'épreuve, et par conséquent de n'exposer chaque fois qu'une très-petite partie de ce que l'on possède ? La formule de Bernoulli, dira-t-on, fait plus : elle donne une mesure précise de l'influence que ce conseil doit exercer sur le joueur. A cela on peut répondre, d'après ce qui a déjà été dit dans le n° 75, qu'il ne faut pas attacher à des valeurs numériques déduites d'hypothèses qu'on peut varier de bien des manières plus d'importance qu'elles n'en ont réellement ; et Daniel Bernoulli m'en fournira lui-même la preuve. Il observe qu'un homme dénué de fortune, n'ayant que la probabilité $\frac{1}{2}$ de gagner une somme de 20 000 francs, par exemple, aurait tort de ne pas céder cette espérance pour 9000 francs, quoique la valeur en soit 10 000 francs, suivant la règle ordinaire. Voyons ce que donne celle de Bernoulli. Soit toujours a le bien antérieur ; la fortune physique du pos-

sesseur de l'espérance dont il s'agit serait

$$(a + 20\,000)^{\frac{1}{2}} a^{\frac{1}{2}}.$$

Souvenons-nous que a ne peut jamais être nul (76), et faisons $a = 500$ francs, ce qui est bien au-dessous du capital le plus faible auquel puisse répondre le prix annuel de l'industrie d'un homme; nous trouverons

$$\sqrt{500 . 20\,500} = 3202 \text{ environ},$$

d'où retranchant 500, il restera 2702 francs, somme très-inférieure à 10 000 francs; mais pouvons-nous dire que c'est bien là le minimum de ce qu'on peut accepter en échange de l'espérance proposée? Ne peut-on pas se trouver dans une situation qui impose l'obligation de se contenter à moins? N'est-ce pas avec raison que Bernoulli lui-même dit que 2400 pièces, pour un homme qui en possède déjà autant, mais qui en a besoin de 4800 pour racheter sa liberté, ont beaucoup plus de prix que pour celui qui ne possède rien, mais qui est libre? De semblables circonstances ne peuvent être soumises au calcul, et c'est abuser des formules que de les employer à une telle évaluation. N'oublions pas que c'est seulement comme valeur moyenne, comme ayant la plus grande probabilité relativement à toutes les autres, que l'*espérance mathématique* est prise pour mesure du sort.

85. Considérée ainsi, la formule de l'espérance mathématique ne peut être employée qu'autant qu'il peut exister une valeur moyenne propre à remplacer la valeur réelle, qui est inconnue; or cela n'a pas lieu pour le problème de Pétersbourg (82). Un jeu dont la décision embrasse un nombre infini de coups successifs, et qui, par conséquent, ne saurait être considéré comme devant se répéter, ne comporte point, par cette raison, de valeur moyenne des événements divers qu'il peut amener. Il ne faut pas même en reculer la limite à l'infini pour sentir

l'absurdité qu'il y aurait à faire usage d'une valeur moyenne. On a déjà vu que Paul ne doit mettre au jeu que $6\frac{1}{2}$ ducats, si l'on borne le jeu à 13 coups; mais alors si pile n'arrive pas, Pierre devrait donner $2^{12}=4096$ ducats, somme dont la perte ne serait réparée que par le gain d'un nombre de parties trop grand pour qu'on puisse en concevoir une espérance raisonnable. Si l'on allait jusqu'à 27 coups, l'unité étant 1 centime seulement, la mise de Paul ne serait que de $13\frac{1}{2}$ centimes, et Pierre pourrait perdre $1\,342\,177^{\text{fr}},28$; la probabilité de cette perte étant $\frac{1}{2^{27}}$ serait extrêmement petite, mais non pas encore nulle.

La formule de l'espérance mathématique, entendue comme elle doit l'être (66), paraît donc d'accord avec les notions les plus saines sur le jeu, admet les conséquences de ces notions et fortifie les leçons de la prudence, en conduisant toujours à la nécessité de ne risquer que de petites sommes à la fois, ce qui ne permet de faire du jeu qu'un amusement sans conséquence. Si l'on s'écarte de cette sage réserve, la règle ne peut plus que mettre une parité exacte de danger entre des hommes avides, dont chacun spécule sur la ruine de l'autre : c'est une sorte de duel dans lequel il faut égaliser les armes; car, suivant l'observation très-juste de Condorcet, le but de l'appréciation des événements livrés au hasard est atteint quand les joueurs sont placés dans le même état; mais on ne saurait faire que celui d'un homme qui joue soit le même que s'il ne jouait pas.

Si donc la prudence permet de se livrer à des spéculations sur les hasards, ce ne peut être qu'à celles qui, par leur nature, doivent rapporter au delà de ce que les probabilités assignent pour l'espérance mathématique. Alors, suivant l'observation du n° 69, plus l'entreprise est répétée, plus la probabilité du succès augmente. De pareilles

spéculations, dans les jeux proprement dits, blessent les lois de la probité, et si des considérations particulières engagent les gouvernements à les tolérer, l'opinion publique, plus sévère, doit les flétrir; mais il en est tout autrement des spéculations de commerce, des assurances et de toutes les entreprises où le bénéfice est acquis comme salaire d'un travail utile et en échange de valeurs réelles.

SECTION SECONDE.

DÉTERMINATION DE LA PROBABILITÉ A POSTERIORI, C'EST-A-DIRE LORSQUE LE NOMBRE TOTAL DES CHANCES EST ILLIMITÉ, ET QUE SES RAPPORTS AVEC LE NOMBRE DES CHANCES DE CHAQUE ESPÈCE SONT ASSIGNABLES.

86. Quand on ne connaît point la forme du dé ou la condition de l'urne qui produit les événements observés, il faut, pour remonter à leur probabilité, considérer toutes les formes ou les conditions dont ils peuvent résulter, afin d'en déduire une sorte de probabilité moyenne qui approchera d'autant plus d'être la véritable que le nombre des observations sera plus grand (43).

Si, par exemple, on a tiré successivement d'une urne 3 boules blanches et 1 noire, en ayant soin de remettre chaque fois la boule sortie, qu'on sache que le nombre total des boules est 4, tant blanches que noires, mais qu'on ignore combien il y en a de chaque sorte, on pourra faire, sur la condition de cette urne, les trois hypothèses ci-dessous :

3 boules blanches,	1 noire,	d'où	$e=\frac{3}{4}$,	$f=\frac{1}{4}$;
2 boules blanches,	2 noires,	d'où	$e=\frac{2}{4}$,	$f=\frac{2}{4}$;
1 boule blanche,	3 noires,	d'où	$e=\frac{1}{4}$,	$f=\frac{3}{4}$;

e désignant la probabilité de l'arrivée d'une boule blanche, f celle de l'arrivée d'une boule noire. La probabilité de l'événement composé de la sortie de 3 boules blanches et de 1 boule noire, étant exprimée par $4e^3f$ (22), de-

viendra successivement

$$\frac{27}{64}, \frac{16}{64}, \frac{3}{64}.$$

La dernière hypothèse, qui donne la plus petite probabilité pour cet événement composé, est aussi en elle-même beaucoup moins probable que les deux autres hypothèses; car si l'urne ne contenait qu'une seule boule blanche, il faudrait que cette même boule fût sortie trois fois de suite: on conçoit qu'il y aurait moins de difficulté s'il y avait 2 boules blanches, et encore moins s'il y en avait 3. La facilité avec laquelle chaque hypothèse amènerait les événements observés donne naturellement la probabilité de cette hypothèse; car, plus elle offre de combinaisons favorables à la production de ces événements, plus on a occasion d'en répéter le jugement de *possibilité* (5 et 6). C'est ainsi qu'on a posé pour principe que *les probabilités des causes* (*ou des hypothèses*) *sont proportionnelles aux probabilités que ces causes donnent pour les événements observés* (*).

Dans l'exemple actuel, les probabilités des trois hypothèses établies sont proportionnelles aux nombres 27, 16, 3; leur somme doit être d'ailleurs égale à l'unité, puisque l'une de ces hypothèses a nécessairement lieu (8) : il suit donc de là que chacune des probabilités dont il s'agit est égale au nombre qui lui correspond, divisé par la somme des trois nombres, ce qui donne les fractions

$$\frac{27}{46}, \frac{16}{46}, \frac{3}{46}.$$

(*) Cet énoncé se trouve dans le tome VI des *Savants étrangers* (p. 623). Bayes, dans les *Transactions philosophiques* de 1763 (p. 370), et Price, dans celles de 1764 (p. 296), s'étaient déjà occupés de ce sujet; mais Laplace l'a réduit le premier à la forme analytique sous laquelle on le traite maintenant, qui en facilite et en généralise beaucoup les applications.

On peut dire aussi que, sur les combinaisons fournies par l'ensemble des hypothèses, les $27 + 16 + 3 = 46$ qui s'accordent avec les événements arrivés sont les seules possibles, et que la probabilité de chaque hypothèse se détermine comme celle d'un événement, en divisant le nombre de cas où elle peut avoir lieu par celui de tous les cas possibles, ce qui donne les mêmes fractions que ci-dessus.

Enfin, il faut remarquer encore que ces fractions, ou *les probabilités des diverses hypothèses, se forment en divisant la probabilité de l'événement composé, calculée dans chaque hypothèse, par la somme de ses probabilités dans toutes les hypothèses* (*).

Il est facile de voir que cette règle est générale; car si l'on désigne par h, h', h'', h''' les probabilités des diverses hypothèses d'amener l'événement composé qui a eu lieu, et par a, a', a'', a''' les probabilités que chaque hypothèse donne pour ces événements, on aura

$$h + h' + h'' + h''' = 1,$$
$$h : h' : h'' : h''' :: a : a' : a'' : a''';$$

d'où il résulte

$$h = \frac{a}{T}, \quad h' = \frac{a'}{T}, \quad h'' = \frac{a''}{T}, \quad h''' = \frac{a'''}{T},$$

T représentant $a + a' + a'' + a'''$.

87. Quand on a déterminé la probabilité de chaque hypothèse possible, on en déduit facilement la probabilité

(*) En traitant l'exemple ci-dessus, Condorcet, de qui je l'ai emprunté (*Éléments du Calcul des Probabilités*, p. 65), fait cinq hypothèses, c'est-à-dire toutes celles qui peuvent se présenter quand on n'a pas égard aux événements observés. En effet, on peut alors supposer que les 4 boules sont blanches, ou qu'elles sont noires; mais comme ni l'une ni l'autre de ces dernières hypothèses ne saurait amener les événements observés, elles donnent zéro pour leur probabilité, ce qui ne change rien au résultat obtenu ci-dessus.

des événements qui peuvent arriver aux tirages suivants; dans notre exemple, celle d'amener au 5e tirage une boule blanche ou une boule noire. Il n'est pas difficile de voir que ce problème revient à celui du n° 18, et se résout par les probabilités composées. Les trois hypothèses établies peuvent être considérées comme trois urnes différentes, de l'une desquelles doit nécessairement sortir l'événement attendu. La probabilité de cet événement se composera donc de celle qu'il a dans chaque hypothèse, multipliée par celle de l'hypothèse : ainsi l'on aura pour la sortie d'une boule blanche, au 5e tirage,

$$\frac{27}{46}\times\frac{3}{4}+\frac{16}{46}\times\frac{2}{4}+\frac{3}{46}\times\frac{1}{4}=\frac{116}{184},$$

et pour celle de la sortie d'une boule noire,

$$\frac{27}{46}\times\frac{1}{4}+\frac{16}{46}\times\frac{2}{4}+\frac{3}{46}\times\frac{3}{4}=\frac{68}{184}.$$

On trouverait de même, pour tout autre exemple, que *la probabilité d'un nouvel événement simple s'obtient en calculant, d'après les événements passés, la probabilité des diverses hypothèses possibles, et faisant la somme des produits de ces probabilités par celles de l'événement, prises dans chaque hypothèse.*

88. Pour construire des formules générales sur les principes énoncés précédemment, il faut d'abord observer que, dans les événements naturels, le nombre total des chances doit être regardé comme infini, et toutes les probabilités simples, c'est-à-dire tous les rapports compris entre 0 et 1, comme possibles tant qu'on est dans l'ignorance absolue du véritable ou de limites plus étroites entre lesquelles il se trouve renfermé. C'est donc dans un nombre d'hypothèses considéré comme infini qu'il faut déterminer les probabilités de l'événement composé qui a eu lieu, et voici de quelle manière on y parvient.

Soient A et B deux événements contradictoires, dont l'un est arrivé m fois et l'autre n fois. Supposons l'unité divisée en parties très-petites représentées par α, et concevons que la probabilité simple de l'événement A puisse être l'un quelconque des termes de la série

$$\alpha, \quad 2\alpha, \quad 3\alpha, \quad 4\alpha, \quad \text{etc.};$$

enfin, pour abréger, désignons par C le coefficient du terme affecté de $e^m f^n$ dans le développement de $(e+f)^{m+n}$. Cela posé, les diverses probabilités de l'événement composé de m fois A et de n fois B formeront la suite

$$C\alpha^m(1-\alpha)^n, \quad C(2\alpha)^m(1-2\alpha)^n,$$
$$C(3\alpha)^m(1-3\alpha)^n, \ldots, \quad C(1-\alpha)^m\alpha^n,$$

dont un terme quelconque peut être représenté par $Cx^m(1-x)^n$; la somme

$$C[\alpha^m(1-\alpha)^n+(2\alpha)^m(1-2\alpha)^n+(3\alpha)^m(1-3\alpha)^n+\ldots+(1-\alpha)^m\alpha^n]=\int$$

sera le dénominateur de la probabilité particulière de chaque hypothèse (86). La somme $\int$ augmente à mesure que α diminue, et tend à devenir infinie; mais si on la divise par le nombre des termes dont elle se compose, et qui est $\frac{1}{\alpha}$, le quotient $\alpha\int$ reste fini, et devient susceptible d'une limite assignable, ainsi qu'on peut s'en assurer par la considération des courbes et le calcul intégral (*voyez* Note III); de plus, le sujet étant très-important, je vais exposer, pour les lecteurs qui ne connaissent point ce calcul, le procédé par lequel Condorcet y a suppléé dans cette occasion (*).

Le terme général étant alors représenté par $\alpha x^m(1-x)^n$, on suppose que la somme de tous ceux qui le précèdent,

(*) *Éléments du Calcul des Probabilités*, p. 70. Ce procédé n'est, dans le fait, qu'une vérification du résultat donné par le calcul intégral; mais il est utile de ramener à l'Algèbre ordinaire la démonstration d'une formule sur laquelle repose toute cette partie du calcul des probabilités.

et dont le nombre est $\frac{x}{\alpha} - 1$, soit exprimée par

$$Ax^{m+1}(1-x)^n + Bx^{m+2}(1-x)^{n-1} + Cx^{m+3}(1-x)^{n-2} + \ldots,$$

A, B, C, etc., désignant des coefficients indéterminés, hypothèse que le calcul justifie. Si l'on fait croître x de la quantité α, cette somme deviendra

$$\begin{aligned} &A(x+\alpha)^{m+1}(1-x-\alpha)^n + B(x+\alpha)^{m+2}(1-x-\alpha)^{n-1} \\ &+ C(x+\alpha)^{m+3}(1-x-\alpha)^{n-2} + \ldots; \end{aligned}$$

et si l'on en retranche la valeur précédente, il restera l'accroissement qu'elle a reçu, et qui est précisément le terme $\alpha x^m (1-x)^n$: on aura donc cette équation

$$(\mathrm{I}) \left\{ \begin{aligned} &A[(x+\alpha)^{m+1}(1-x-\alpha)^n \quad - x^{m+1}(1-x)^n \quad] \\ &+ B[(x+\alpha)^{m+2}(1-x-\alpha)^{n-1} - x^{m+2}(1-x)^{n-1}] \\ &+ C[(x+\alpha)^{m+3}(1-x-\alpha)^{n-2} - x^{m+3}(1-x)^{n-2}] + \ldots) \\ &\quad = \alpha x^m (1-x)^n. \end{aligned} \right.$$

Pour développer commodément cette équation, on fera $1 - x = z$, et l'on observera que la seconde ligne peut se tirer de la première en changeant A en B, $m+1$ en $m+2$, n en $n-1$, et ainsi des autres. En ne s'occupant donc que de celle-ci, on obtiendra les expressions

$$\begin{aligned} &A(x+\alpha)^{m+1}(z-\alpha)^n \\ &= A[x^{m+1} + (m+1)\alpha x^m + \ldots](z^n - n\alpha z^{n-1} + \ldots \\ &= A x^{m+1} z'' + (m+1) A \alpha x^m z^n - n A \alpha x^{m+1} z^{n-1} \\ &+ A'\alpha^2 + A''\alpha^3 + \ldots, \end{aligned}$$

où les termes contenant les puissances de α supérieures à la première sont seulement indiqués. Retranchant du dernier résultat le terme $A x^{m+1}(1-x)^n = A x^{m+1} z^n$, il restera, pour la première ligne de l'équation (I),

$$(m+1) A \alpha x^m z^n - n A \alpha^{m+1} z^{n-1} + A'\alpha^2 + \ldots.$$

On voit par là que tous les termes de cette équation sont

divisibles par α, en sorte qu'elle se réduit à

$$\begin{aligned}
&A[(m+1)x^m z^n \quad - \quad nx^{m+1}z^{n-1}] + A'\alpha + \ldots \\
&+ B[(m+2)x^{m+1}z^{n-1} - (n-1)x^{m+2}z^{n-2}] + B'\alpha + \ldots \\
&+ C[(m+3)x^{m+2}z^{n-2} - (n-2)x^{m+3}z^{n-3}] + C'\alpha + \ldots \\
&+ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
&= x^m z^n.
\end{aligned}$$

Cette même équation subsistant toujours, quelque petite que soit la valeur de α, s'étend, lorsqu'on y fait $\alpha = 0$, au cas où le nombre $\frac{x}{\alpha}$ des termes de la suite devient infini; et comme elle doit avoir lieu quel que soit x, il faudra l'ordonner par rapport aux quantités x et z, ce qui lui fera prendre la forme

$$\begin{aligned}
&[(m+1)A - 1]x^m z^n - [nA - (m+2)B]x^{m+1}z^{n-1} \\
&- [(n-1)B - (m+3)C]x^{m+2}z^{n-2} - \ldots = 0.
\end{aligned}$$

Alors, en égalant séparément à zéro les coefficients de chaque terme, on aura

$$(m+1)A - 1 = 0, \qquad \text{d'où} \qquad A = \frac{1}{m+1},$$

$$nA - (m+2)B = 0, \qquad B = \frac{n}{(m+1)(m+2)},$$

$$(n-1)B - (m+3)C = 0, \qquad C = \frac{n(n-1)}{(m+1)(m+2)(m+3)}$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

La suite

$$\alpha[\alpha^m(1-\alpha)^n + (2\alpha)^m(1-2\alpha)^n \ldots + (x-\alpha)^m(1-x+\alpha)^n]$$

a donc pour limite

$$\frac{x^{m+1}(1-x)^n}{m+1} + \frac{nx^{m+2}(1-x)^{n-1}}{(m+1)(m+2)} + \frac{n(n-1)x^{m+3}(1-x)^{n-2}}{(m+1)(m+2)(m+3)} + \ldots$$
$$+ \frac{n(n-1)(n-2)\ldots 1 . x^{m+n+1}}{(m+1)(m+2)(m+3)\ldots(m+n+1)};$$

car la valeur de cette expression naît avec la série, puis-

qu'elle s'anéantit lorsque $x = 0$, ainsi que le terme général $\alpha x^m (1 - x)^n$ (*).

Il faut remarquer que cette série s'arrête à $x - \alpha$; pour la pousser jusqu'à x, il faudrait y ajouter le terme général $\alpha x^m (1 - x)^n$, qui devient d'autant plus petit que α diminue, puisque d'ailleurs x ne saurait jamais passer 1: on peut donc, à la limite qui répond à $\alpha = 0$, comprendre ce terme dans la série, et substituer pour x sa dernière valeur. C'est ainsi que pour avoir la série complète, il faut faire $x = 1$, ce qui donnera

$$\frac{n(n-1)(n-2)\ldots 1}{(m+1)(m+2)(m+3)\ldots(m+n+1)};$$

telle est la limite des valeurs de αf.

89. Devant faire un fréquent usage de l'expression de la limite considérée ci-dessus, je représenterai cette limite par $S_x^{(m,n)}$, lorsque j'y regarderai x comme indéterminé; mais dans les autres cas, j'indiquerai la valeur qui répond au dernier terme. Ainsi l'expression $S_1^{(m,n)}$ désignera la limite de la série prise depuis le terme où $x = 0$ jusqu'au dernier terme où $x = 1$; sa valeur est la formule qui termine l'article précédent. $S_{\frac{1}{2}}^{(m,n)}$ désignerait la limite de la même série, arrêtée au terme où $x = \frac{1}{2}$. Il suit de là que

$$S_1^{(m,n)} - S_{\frac{1}{2}}^{(m,n)}$$

donne la limite de la somme de tous les termes de la série αf, à partir de celui où $x = \frac{1}{2}$ jusqu'à celui où $x = 1$.

Les valeurs de ces expressions se simplifient beaucoup lorsque $n = 0$: le développement général de la page précé-

(*) Ceux qui savent les règles du calcul intégral verront bien que l'observation ci-dessus a pour but de montrer qu'il ne faut pas ajouter de constante arbitraire à l'expression trouvée.

dente se réduit à son premier terme $\frac{x^{m+1}(1-x)^n}{m+1}$; et à cause de $(1-x)^0 = 1$, on a

$$S_x^{(m)} = \frac{x^{m+1}}{m+1}, \quad \text{et} \quad S_1^{(m)} = \frac{1}{m+1},$$

quand on a fait $x = 1$.

90. Ces préliminaires étant bien compris, il est facile de s'élever à la probabilité des événements futurs. Suivant ce qui a été dit au n° 86, la probabilité d'une hypothèse ou d'un rapport quelconque x est

$$\frac{x^m(1-x)^n}{\int} = \frac{\alpha x^m(1-x)^n}{\alpha \int}.$$

En la multipliant par x (87), on en déduira la probabilité d'obtenir un événement A de plus, $\frac{\alpha x^{m+1}(1-x)^n}{\alpha \int}$, d'où l'on tirera ce qui convient à chaque hypothèse en particulier, en y mettant successivement α, 2α, 3α, etc., à la place de x; la limite de la somme de ces résultats sera par conséquent $\frac{S_1^{(m+1,n)}}{S_1^{(m,n)}}$, et la valeur du numérateur se déduira de celle de $S_1^{(m,n)}$, par le changement de m en $m+1$. En substituant ces valeurs, il viendra

$$\frac{n(n-1)(n-2)\ldots 1}{(m+2)(m+3)\ldots(m+n+2)}$$
$$\times \frac{(m+1)(m+2)\ldots(m+n+1)}{n(n-1)(n-2)\ldots 1} = \frac{m+1}{m+n+2},$$

après la suppression des facteurs communs au dividende et au diviseur.

Si l'on demandait la probabilité de l'arrivée d'un nouvel événement B, la probabilité particulière de cet événement, dans l'hypothèse correspondante à x, étant $1-x$,

on aurait les expressions

$$\frac{\alpha x^m (1-x)^n}{\alpha \int}(1-x) = \frac{\alpha x^m (1-x)^{n+1}}{\alpha \int},$$

$$\frac{S_1^{(m,n+1)}}{S_1^{(m,n)}} = \frac{n+1}{m+n+2}.$$

Au lieu des probabilités $\frac{m+1}{m+n+2}$ et $\frac{n+1}{m+n+2}$, on aurait, suivant l'usage commun, les expressions $\frac{m}{m+n}$ $\frac{n}{m+n}$, formées en divisant le nombre de fois que chaque événement a paru par le nombre total des événements observés, et qui ne s'accordent avec les précédentes que lorsque $m = n$, auquel cas les quatre fractions ci-dessus deviennent $\frac{1}{2}$; dans toute autre circonstance, la première évaluation diffère de la seconde. Si, par exemple, $m = 3$ et $n = 2$, l'une donne $\frac{4}{7}$ et $\frac{3}{7}$, l'autre $\frac{3}{5}$ et $\frac{2}{5}$; mais ce qu'il faut bien remarquer, c'est que l'évaluation rigoureuse s'approche sans cesse de l'autre. Cela se voit en divisant par $m+n$ les deux termes des premières probabilités; elles prennent alors les formes

$$\frac{\frac{m}{m+n} + \frac{1}{m+n}}{1 + \frac{2}{m+n}} \quad \text{et} \quad \frac{\frac{n}{m+n} + \frac{1}{m+n}}{1 + \frac{2}{m+n}},$$

qui ne deviennent $\frac{m}{m+n}$ et $\frac{n}{m+n}$ qu'en supposant infini le nombre $m+n$.

La différence

$$\frac{m}{m+n} - \frac{m+1}{m+n+2} = \frac{m-n}{(m+n)(m+n+2)},$$

étant positive lorsque $m > n$, montre que celui des deux événements qui est arrivé le plus souvent augmente sans

cesse de probabilité lorsque les nombres m et n conservent la même subordination dans leurs accroissements. Le contraire a lieu quand $m < n$. Ces changements sont remarquables parce qu'ils sont produits par la seule répétition des faits; ainsi la théorie des probabilités *à posteriori* s'accorde bien avec celle de Bernoulli sur les épreuves successives (34), puisqu'il résulte de l'une comme de l'autre que le rapport du nombre des événements A ou B, au nombre total des événements observés, a pour limite leur probabilité simple.

91. La probabilité que, sur un nombre p de renouvellements du même hasard, il arrivera un nombre $p-q$ d'événements A, et un nombre q d'événements B, s'obtient aussi sans difficulté, par les principes exposés précédemment. Dans l'hypothèse correspondante à x, la probabilité de cet événement composé est exprimée par $x^{p-q}(1-x)^q$, si la succession des événements simples est déterminée, et par

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2\ldots q}x^{p-q}(1-x)^q = Cx^{p-q}(1-x)^q,$$

dans le cas contraire (20). Cette probabilité étant multipliée par $\frac{\alpha x^m(1-x)^n}{\alpha\int}$, probabilité de l'hypothèse, on aura pour celle qu'on cherche,

$$\frac{\alpha x^{m+p-q}(1-x)^{n+q}}{\alpha\int}, \quad \text{ou} \quad \frac{C\alpha x^{m+p-q}(1-x)^{n+q}}{\alpha\int};$$

prenant la limite de la somme, depuis $x=0$ jusqu'à $x=1$, et faisant abstraction du coefficient C qui est indépendant de x, il viendra

$$\frac{S_1^{(m+p-q,\,n+q)}}{S_1^{(m,\,n)}} = \frac{(n+q)(n+q-1)\ldots 1}{(m+p-q+1)(m+p-q+2)\ldots(m+n+p+1)} \times \frac{(m+1)(m+2)\ldots(m+n+1)}{n(n-1)\ldots 1},$$

expression que l'on peut simplifier par la suppression des facteurs depuis n jusqu'à 1, qui multiplient et qui divisent en même temps, ce qui donnera

$$\frac{(n+q)(n+q-1)\ldots(n+1)}{(m+p-q+1)(m+p-q+2)\ldots(m+n+p+1)}$$
$$\times(m+1)(m+2)\ldots(m+n+1).$$

Lorsque $n > p-q$, on peut encore supprimer de même les facteurs depuis $m+p-q+1$ jusqu'à $m+n+1$ inclusivement, et la formule ci-dessus devient

$$\frac{(m+1)(m+2)\ldots(m+p-q)(n+1)(n+2)\ldots(n+q)}{(m+n+2)(m+n+3)\ldots(m+n+p+1)}.$$

Si l'on prend pour exemple $p=3$, $q=1$, l'expression précédente donnera la probabilité de l'événement composé AAB, égale à

$$\frac{(m+1)(m+2)(n+1)}{(m+n+2)(m+n+3)(m+n+4)};$$

et si l'on divise par $m+n$ chacun des facteurs du numérateur et du dénominateur de cette fraction, on reconnaîtra aisément qu'elle tend sans cesse vers $\frac{m^2 n}{(m+n)^3}$, probabilité composée qui résulterait des probabilités simples $\frac{m}{m+n}$, $\frac{n}{m+n}$ (21). La même circonstance a lieu pour l'expression générale, et se prouve en développant cette expression avec le secours des formules qui servent à calculer par approximation les produits formés d'un grand nombre de facteurs : on trouve alors que si les nombres m et n sont très-grands par rapport aux nombres p et q, elle a pour limite $\frac{m^{p-q} n^q}{(m+n)^p}$. (*Voyez* la Note I.)

Ainsi, plus le nombre des événements observés augmente, moins les probabilités, soit simples, soit composées, déduites des formules précédentes, diffèrent des

probabilités déterminées *à priori*, ou plus les rapports donnés par la succession des événements représentent avec exactitude les probabilités simples. La possibilité de prendre les uns pour les autres s'est offerte si naturellement à ceux qui les premiers ont médité sur ce sujet, qu'ils l'ont regardée comme évidente par elle-même; mais on ne pouvait s'en rendre compte sans le secours du calcul, qui montre qu'au lieu de l'égalité conjecturée il y a une approximation continuelle et de plus en plus rapide.

92. Au moyen de la formule que nous venons de construire, on réunit dans une expression toutes les probabilités des événements composés auxquels peut donner lieu un nombre p de renouvellements du même hasard : il suffit pour cela de faire successivement $q = 0$, $q = 1$, $q = 2$, $q = 3$, etc. En conservant les coefficients désignés par C, pour laisser indéterminé l'ordre de succession des événements simples, on formera la suite

$$\frac{S_1^{(m+p,\,n)}}{S_1^{(m,\,n)}} + \frac{p}{1}\frac{S_1^{(m+p-1,\,n+1)}}{S_1^{(m,\,n)}}$$
$$+ \frac{p(p-1)}{1.2}\frac{S_1^{(m+p-2,\,n+2)}}{S_1^{(m,\,n)}} + \ldots + \frac{S_1^{(m,\,n+p)}}{S_1^{(m,\,n)}},$$

qui tient ici la place que le développement du binôme $(e+f)^p$ occupe dans la détermination *à priori* des probabilités pour les épreuves réitérées (22). La somme des termes, depuis le premier jusqu'au terme général

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}\frac{S_1^{(m+p-q,\,n+q)}}{S_1^{(m,\,n)}}$$

inclusivement, donnera la probabilité qu'il n'arrivera pas moins de $p-q$ événements A, et pas plus de q événements B.

Quand $n = 0$ et $q = 0$, $S_1^{(m+n)}$ devient $S_1^{(m)} = \frac{1}{m+1}$ (89),

et la formule précédente se réduit au seul terme

$$\frac{S_1^{(m+p)}}{S_1^{(m)}} = \frac{m+1}{m+p+1};$$

c'est la probabilité qu'on aura p fois de suite l'événement A, lorsqu'il a été observé m fois sans interruption.

Si l'on partage le nombre p en parties proportionnelles aux nombres m et n, savoir : $\frac{mp}{m+n}$ et $\frac{np}{m+n}$, la somme des termes de la suite précédente, à partir de celui qui est affecté de

$$S_1\left(m+\frac{mp}{m+n}+z,\quad n+\frac{np}{m+n}-z\right),$$

jusqu'à celui qui l'est de

$$S_1\left(m+\frac{mp}{m+n}-z,\quad n+\frac{np}{m+n}+z\right),$$

exprimera la probabilité que, sur p renouvellements du même hasard, le nombre des événements A ne s'écartera pas, au delà de z, en plus ou en moins, du nombre proportionnel à m.

93. Avant de passer aux applications, je dois encore montrer, comme je l'ai annoncé en commençant cette section, que les probabilités déterminées *à posteriori* sont une sorte de *probabilités moyennes* : cela suit en effet de la manière de les obtenir, et jette un nouveau jour sur leur nature. L'expression $Cx^m(1-x)^n$ (22) étant la probabilité d'amener m événements A et n événements B, lorsque leurs probabilités simples sont x et $1-x$, la somme de ses valeurs calculées dans toutes les hypothèses possibles, divisée par leur nombre, en donnera la valeur moyenne (*Traité élémentaire d'Arithmétique*, règle d'alliage). Mais, faire la division d'une somme de quantités, c'est la même chose que de diviser séparément chacune de ces quantités, et d'ajouter ensuite les quo-

tients ; et quand on divise l'unité en parties égales à α, le nombre de ces parties est évidemment $\frac{1}{\alpha}$; or

$$\frac{x^m(1-x)^n}{\frac{1}{\alpha}} = \alpha x^m(1-x)^n :$$

l'expression $CS_1^{(m,n)}$ (89) peut donc être regardée comme celle d'une valeur moyenne prise entre les diverses probabilités qu'aurait, dans toutes les hypothèses possibles, l'événement composé qui a eu lieu.

Toutes les expressions subséquentes se déduisent également de ce point de vue. S'agit-il de la probabilité d'obtenir un nouvel événement A, la probabilité simple de celui-ci étant désignée par x, celle du nouvel événement composé sera

$$Cx^m(1-n)^n.x = Cx^{m+1}(1-x)^n \quad (22),$$

expression dont la valeur moyenne, prise comme ci-dessus, est $CS_1^{(m+1,n)}$; mais cette valeur moyenne, considérée comme la probabilité du nouvel événement composé, doit aussi se former en multipliant celle de l'événement composé qui a eu lieu, par celle d'obtenir un événement A de plus (16) : celle-ci est donc égale au quotient de la première divisée par la seconde, ce qui donne

$$\frac{CS_1^{(m+1,n)}}{CS_1^{(m,n)}} = \frac{S_1^{(m+1,n)}}{S_1^{(m,n)}},$$

comme on l'a trouvé dans le n° 90.

Les mêmes considérations donneraient, pour l'arrivée d'un nouvel événement B, la probabilité

$$\frac{S_1^{(m,n+1)}}{S_1^{(m,n)}}.$$

La somme de ces deux probabilités est égale à l'unité,

comme cela doit être; car pour faire la somme de deux suites de termes, on peut commencer par ajouter les termes qui se correspondent dans chacune, et prendre la somme des termes de la nouvelle suite formée par ces additions : on aura donc ainsi

$$\begin{aligned}&\alpha x^{m+1}(1-x)^n+\alpha x^m(1-x)^{n+1}\\&=\alpha x^m(1-x)^n(x+1-x)=\alpha x^m(1-x)^n,\end{aligned}$$

et passant aux limites des séries ajoutées et à celle de leur somme, il viendra

$$S_x^{(m+1,n)}+S_x^{(m,n+1)}=S_x^{(m,n)};$$

d'où

$$\frac{S_1^{(m+1,n)}+S_1^{(m,n+1)}}{S_1^{(m,n)}}=\frac{S_1^{(m,n)}}{S_1^{(m,n)}}=1.$$

94. On étendrait sans peine ces considérations aux formules générales des n°s 91 et 92. La somme des termes dont se compose la dernière, qui embrasse tous les événements possibles dans p renouvellements du même hasard, doit être égale à l'unité, comme celle des termes du développement de $(e+f)^p$. Il n'est pas difficile non plus de voir que toute cette théorie revient à prendre la probabilité moyenne de l'événement composé qui a eu lieu, pour l'unité à laquelle on compare les probabilités qui résultent des combinaisons de celui-ci avec les événements futurs. On peut donc envisager aussi ces probabilités comme relatives à la première. De là vient qu'elles ne sont pas toujours les mêmes pour les mêmes combinaisons d'événements futurs, ce qui n'arrive pas aux probabilités déterminées *à priori* (22).

En effet, la formule du n° 91 change de valeur avec m et n, quoique p et q demeurent les mêmes; et puisque de nouveaux événements observés modifient cette valeur,

il s'ensuit évidemment que pour tirer de ces formules des résultats utiles, il faut toujours que le nombre p des événements futurs soit fort petit à l'égard du nombre $m+n$ des événements passés, et aussi que ce dernier soit très-considérable en lui-même, afin qu'il ne suffise pas de quelques nouvelles observations pour changer sensiblement les résultats déduits des précédentes. Avec ces restrictions, et pour des recherches dont la nature ne saurait exiger, ni même admettre, il faut le dire, une précision rigoureuse, on pourra presque toujours substituer aux formules de cette section celles de la première, ce qui est fort heureux; car les calculs, déjà très-longs par celles-ci, seraient le plus souvent impraticables par les autres, sans le secours des formules approximatives citées au n° 27; aussi ne ferai-je qu'indiquer quelques-unes des questions curieuses que Laplace a résolues sur cette matière.

95. Premièrement, il a donné l'expression approchée de la probabilité des résultats fournis par les Tables de mortalité, lorsqu'on connaît le nombre d'observations sur lequel elles ont été construites. Ces Tables, dont j'exposerai plus loin la formation, font connaître combien, sur un nombre d'individus nés en même temps, il en reste à un âge donné. Soit $m+n$ le premier nombre, et m le second; lorsqu'on veut étendre les conséquences de ces observations à un nombre p d'enfants, on le divise en parties proportionnelles aux nombres m et n, ce qui donne $\frac{pm}{m+n}$ pour celui des survivants et $\frac{pn}{m+n}$ pour celui des morts. Alors, pour apprécier la confiance que méritent ces résultats, il faut chercher les probabilités que l'erreur dont ils peuvent être susceptibles est renfermée dans des limites assez étroites, ce qui se fait en calculant la somme des termes de l'expression du n° 92, à

partir de celui qui est affecté de

$$S_1\left(m+\frac{pm}{m+n}+z,\quad n+\frac{pn}{m+n}-z\right),$$

jusqu'à celui qui l'est de

$$S_1\left(m+\frac{pm}{m+n}-z,\quad n+\frac{pn}{m+n}+z\right).$$

Quoique Laplace ait déterminé assez simplement la valeur approchée de cette somme, il n'en donne point le calcul numérique; en effet, on sent assez dès à présent, et l'on en sera tout à fait convaincu dans la suite, qu'un pareil examen devant être répété pour tous les âges, et sur des Tables très-multipliées, est à peu près impraticable, et que c'est principalement la finesse des artifices de calcul qu'il exige qui en constitue le mérite, comme de la plus grande partie des recherches de ce genre.

96. La seconde question dont je rapporterai l'énoncé et les résultats a eu une application effective. Dès qu'on s'est aperçu du peu de variation qu'offraient le nombre des naissances et celui des décès, dans une population dont la marche n'était point troublée par les fléaux naturels ou politiques, on a cherché à déterminer les rapports de ces nombres avec le total de la population, en faisant le relevé des naissances et des morts dans diverses parties du même État, et pour plusieurs années, en même temps qu'on se procurerait un dénombrement exact de la population de ces parties. Le rapport moyen, obtenu ainsi, a paru propre à faire connaître la population de l'État entier, d'une manière à la fois plus prompte et plus sûre qu'un dénombrement total des habitants, qui entraîne toujours de grandes longueurs et souvent de grandes difficultés dans l'exécution. Cette idée, mise au jour d'abord par Moheau, a été suivie avec assiduité pendant six années par Duséjour, Condorcet et La-

place (*). Ils s'étaient proposé d'appliquer successivement leurs calculs à chacune des cent quatre-vingt-deux feuilles de la Carte de France, par Cassini : ce travail s'étendait à cent quarante-neuf feuilles, lorsqu'il a été suspendu. La révolution devait en avoir changé les éléments; c'est pourquoi Laplace l'a recommencé en 1799. Le gouvernement a ordonné, en conséquence, de faire avec soin, dans trente départements choisis parmi tous ceux qui composaient alors la France, le relevé exact des naissances, mariages et décès, depuis l'an VIII jusqu'à l'an XI (du 22 septembre 1799 au 22 septembre 1802), dans des communes de situations et de grandeurs variées; il en est résulté :

Naissances.	Mariages.	Décès.
110 312 garçons,	46 037,	103 659 hommes,
105 287 filles,		99 443 femmes,

et pour le montant de la population de ces mêmes communes, à la seconde époque, 2 037 615 individus. Par ces nombres, les naissances des garçons sont à celles des filles dans le rapport de 22 à 21 ; les mariages aux naissances, dans celui de 3 à 14; enfin, celui de la population aux naissances annuelles est de 28,353 environ à 1, ce qui portait à 42 500 000 le nombre des habitants du territoire soumis alors au gouvernement français, et où le nombre des naissances annuelles s'élevait environ à 1 500 000 (**). Laplace, voulant ensuite se rendre compte de la précision qu'il devait attendre de tous ses soins, a

(*) *Voyez* les *Recherches sur la population de la France*, par Moheau, édit. de 1778, p. 32, et les *Mémoires de l'Académie des Sciences*, années 1784-1789.

Dans son premier Mémoire sur ce sujet (*Académie des Sciences*, 1783, p. 696), Laplace prend 26 pour le rapport moyen sur toute la France. Le dénombrement effectué à Paris, de 1816 à 1817, montant à 713 966 individus, et le nombre des naissances à 22 421, il en résulte un rapport > que 31,8.

(**) *Théorie analytique des Probabilités*, p. 391.

cherché la probabilité que cette évaluation ne serait pas en erreur de 500 000 : voici la traduction de l'énoncé de ce problème, au moyen des formules analytiques.

En représentant par $m+n$ le nombre des individus compris dans le premier dénombrement, par n celui des naissances annuelles, qui est le $\frac{1}{3}$ de la somme des naissances des deux sexes, rapportées plus haut pour trois années, par q le nombre des naissances dans toute l'étendue du territoire de la France, $p = \frac{(m+n)q}{n}$ exprimera la population de ce territoire, en y comprenant le nombre q de naissances; et par conséquent

$$\frac{\mathrm{CS}_1^{\left(m+\frac{(m+n)}{n}q-q,\ n+q\right)}}{\mathrm{S}_1^{(m,n)}}$$

sera la probabilité que cette population se composera des deux parties $\frac{(m+n)q}{n} - q$ et q.

Si donc on forme une suite de termes semblables au précédent, en donnant au premier exposant toutes les valeurs comprises entre

$$m + \left(\frac{m+n}{n}\right)q - q + z$$

et

$$m + \left(\frac{m+n}{n}\right)q - q - z,$$

le second exposant demeurant toujours $n+q$, la somme de ces termes sera la probabilité que le dénombrement total conclu des naissances ne s'écartera pas du véritable au delà du nombre z, soit en plus, soit en moins (*). En faisant $z = 500\,000$, les formules approximatives de Laplace lui donnent $\frac{1161}{1162}$ pour la valeur de cette proba-

(*) Les dénominations employées par Laplace sont un peu différentes de celles-ci : $m+n$ répond à p, n à q, q à q'; x doit être changé en $1-x$, et réciproquement. Laplace ne détermine pas immédiatement la proba-

bilité; et en portant z à 700 000, la contraire de cette même probabilité serait insensible.

97. Dans tout ce qui précède on a supposé que, pour la même hypothèse, la probabilité simple demeurait constante, c'est-à-dire qu'on remettait chaque fois dans l'urne la boule qui en était sortie. Cette supposition paraît applicable à la plupart des événements naturels, parce qu'on regarde leurs causes comme agissant toujours de la même manière, ou le rapport des nombres de chances également possibles comme constant. Condorcet, cependant, ne s'est pas restreint à ces considérations : il a fait l'énumération des hypothèses que comporte le sujet et les a soumises à une discussion approfondie (*). Il en distingue trois : « 1° celle » où la probabilité est constante, où l'on suppose chaque » événement (simple) également probable, ou du moins » la probabilité moyenne pour chacun, déterminée d'une » manière semblable (c'est celle dont nous nous sommes » occupé); 2° celle où l'on suppose cette probabilité va- » riable, mais indépendante du temps où les événements » sont arrivés et de l'ordre dans lequel ils ont été obser- » vés; 3° celle où on les suppose dépendants, ou plutôt » pouvant dépendre de cet ordre. »

La troisième hypothèse, comme la plus générale, devrait être employée le plus souvent; car c'est un principe fondamental, dans le calcul des probabilités, de prendre en considération tout ce qui n'est pas reconnu impossible. Or, ne peut-il pas arriver que les forces qui produisent certains événements se modifient ou s'altèrent, et que, par cette raison, leur possibilité devienne plus grande ou moindre? que, s'ils résultent d'un développement successif, l'ordre de leur production, l'époque à laquelle ils

bilité indiquée ci-dessus, mais sa contraire, en prenant z depuis 500 000 jusqu'à l'infini, et par un artifice d'analyse dont je donnerai une idée dans la Note III.

(*) *Mémoires de l'Académie des Sciences*, 1783, p. 539.

paraissent, influent sur cette possibilité? Tant que ces suppositions ne seront pas formellement écartées par des lois positives bien constatées, les probabilités déduites de la première hypothèse ne pourront s'étendre qu'à un temps limité et devront être calculées souvent sur de nouvelles observations. On sent bien que les formules relatives aux dernières hypothèses sont hors des bornes prescrites à un Traité élémentaire : je renverrai donc, pour ce sujet, le lecteur au Mémoire cité dans la note et à la IIIe partie de l'*Essai sur la probabilité des décisions, etc.*

Détermination de la probabilité des causes (ou des hypothèses) par les observations.

98. Lorsque l'on regarde comme possibles, dans la probabilité des événements, tous les rapports compris entre o et 1, la probabilité de l'hypothèse correspondante à x est exprimée par

$$\frac{\alpha x^m (1-x)^n}{\alpha \int} \quad (90).$$

Cette fraction, dont le dénominateur a pour limite la quantité finie $S_1^{(m,n)}$ (88), est d'autant plus petite que α est moindre et que, par conséquent, le nombre des hypothèses établies est plus considérable. Si donc on suppose ce dernier nombre infini, α sera infiniment petit, et chaque hypothèse n'aura qu'une probabilité infiniment petite; aussi n'est-ce point la probabilité absolue de l'une de ces hypothèses qu'on se propose de déterminer, mais les probabilités relatives, ce qui est très-facile, puisque, si l'on désigne par x' une autre hypothèse, on aura, suivant ce qui a été dit dans le n° 13, pour la probabilité de la première hypothèse par rapport à la seconde,

$$\frac{\alpha x^m (1-x)^n}{\alpha x^m (1-x)^n + \alpha x'^m (1-x')^n} = \frac{x^m (1-x)^n}{x^m (1-x)^n + x'^m (1-x')^n},$$

expression où α disparaît.

La valeur de cette expression dépend de celle des rapports x et x', et, en la mettant sous la forme

$$\frac{1}{1+\frac{x'^m(1-x')^n}{x^m(1-x)^n}},$$

on verra qu'elle approche d'autant plus de l'unité que $x^m(1-x)^n$ surpasse $x'^m(1-x')^n$: elle atteindra donc la plus grande valeur dont elle soit susceptible, si, parmi tous les termes de la suite

$$\alpha^m(1-\alpha)^n, \quad (2\alpha)^m(1-2\alpha)^n, \ldots,$$

on prend le moindre pour $x'^m(1-x')^n$, et le plus considérable pour $x^m(1-x)^n$. Le premier ne peut jamais être nul, tant que l'un des nombres m, n n'est pas nul.

Quant au plus grand terme, on trouve, par le calcul différentiel, qu'il répond à $x=\frac{m}{m+n}$, c'est-à-dire que cette valeur, d'où il suit $1-x=\frac{m}{m+n}$, rend le produit $x^m(1-x)^n$ plus grand que toute autre valeur qu'on voudrait assigner à x. Ce résultat est bien remarquable, puisqu'il nous apprend que la plus probable de toutes les hypothèses est celle où les probabilités simples des événements A et B sont égales au rapport du nombre de fois que chacun de ces événements est arrivé, avec leur nombre total ; il rentre d'ailleurs dans la proposition du n° 29, quoiqu'il soit appuyé sur des considérations beaucoup plus générales.

99. *Cette même hypothèse, outre qu'elle jouit de la plus grande probabilité relative, peut encore être regardée comme s'approchant sans cesse de la véritable probabilité, à mesure que le nombre des observations devient plus considérable,* c'est-à-dire qu'en assignant à ce nombre une augmentation convenable, on peut obtenir une probabilité aussi voisine de l'unité qu'on voudra, que

la véritable valeur de x sera comprise entre

$$\frac{m}{m+n}+c \quad \text{et} \quad \frac{m}{m+n}-c,$$

la quantité c étant aussi petite qu'on voudra. L'expression de cette probabilité, se composant de la somme des probabilités correspondant aux diverses valeurs que l'on peut assigner à x entre les limites indiquées ci-dessus, sera évidemment

$$\frac{S_b^{(m,n)}-S_a^{(m,n)}}{S_1^{(m,n)}} \quad (89),$$

en faisant, pour abréger,

$$\frac{m}{m+n}-c=a, \quad \frac{m}{m+n}+c=b;$$

mais, comme on y suppose que m et n sont de très-grands nombres, il faut, pour en trouver la valeur, faire usage des formules approximatives et du calcul intégral (*voyez* Note III); c'est pourquoi la démonstration de la proposition énoncée au commencement de cet article ne saurait trouver place ici : je ferai seulement remarquer que cette proposition est analogue à celle du n° 33, et appuie sur les considérations très-générales qui servent à la détermination des probabilités *à posteriori* le théorème fondamental que Jacques Bernoulli n'avait prouvé que dans l'ordre des probabilités déterminées *à priori*.

100. On voit aussi, par ce qui précède, que si la probabilité d'une hypothèse en particulier est inassignable, celle d'un ensemble d'hypothèses comprises entre des limites dont la différence est finie a une valeur finie, puisque telle est celle de l'expression

$$\frac{S_b^{(m,n)}-S_a^{(m,n)}}{S_1^{(m,n)}},$$

dans tous les cas où $b-a$ est une quantité finie : cette

remarque est bien importante. Quand, par exemple, on observe une supériorité constante dans le nombre de fois qu'un événement se montre sur le nombre de fois où se montre l'événement contraire, on est porté à croire que la production du premier est d'une facilité plus grande que celle du second, ou qu'il y a une cause qui détermine plutôt l'un que l'autre, ou enfin, ce qui est encore la même chose, que la probabilité simple du premier événement surpasse $\frac{1}{2}$. Mais cette croyance, qui n'est d'abord qu'un simple aperçu, se fortifiant à mesure que les événements se reproduisent dans le même ordre de fréquence, est susceptible d'être appréciée, en déterminant, d'après le nombre des observations, la probabilité que la valeur de x est comprise entre $\frac{1}{2}$ et 1, ce qui se fait par le moyen de l'expression

$$\frac{S_1^{(m,n)} - S_{\frac{1}{2}}^{(m,n)}}{S_1^{(m,n)}} = 1 - \frac{S_{\frac{1}{2}}^{(m,n)}}{S_1^{(m,n)}}.$$

101. Ces formules ont une application très-curieuse par rapport aux naissances. Arbuthnot ayant remarqué, sur les listes des naissances arrivées à Londres depuis 1629 jusqu'à 1710, que le nombre de celles des garçons s'écartait peu du nombre de celles des filles, et pensant apparemment qu'il ne pouvait pas exister de loi primordiale qui maintînt ces nombres entre des limites peu différentes de l'égalité, voulut voir dans cette prétendue égalité un miracle continuel. Nicolas Bernoulli, au contraire, frappé des différences assez sensibles qui se trouvaient entre ces nombres, et de ce qu'il y avait toujours plus de garçons que de filles, y vit avec raison l'indice d'une plus grande possibilité dans la naissance des enfants du sexe masculin que dans celle des enfants de l'autre sexe, le rapport du nombre des unes au nombre des autres étant $\frac{18}{17}$ (*). Pour

(*) *Analyse des Jeux de hasard*, par Montmort, p. 388.

le prouver, il montra qu'en supposant un dé à 35 faces, 18 noires et 17 blanches, jeté 14000 fois, il y aurait une probabilité supérieure à $\frac{43}{44}$, que le nombre des faces noires amenées ne s'écarterait pas au delà de 163, soit en plus, soit en moins, du nombre 7200, égal aux $\frac{18}{35}$ de celui des jets : il n'était donc pas surprenant que, sur 14000 naissances, le nombre de celles de chaque sexe ne différât pas davantage de la proportion assignée par la probabilité simple, savoir : 7200 garçons et 6800 filles. (*Voyez*, à ce sujet, la Note I.) Le fait, s'étant soutenu, a été constaté de nouveau dans la plupart des États de l'Europe. Daniel Bernoulli s'en est occupé (*), et enfin Laplace l'a traité par les formules directes, celles de l'article précédent.

De 1745 à 1784, les registres des naissances de Paris donnent 393386 garçons, 377555 filles, nombre dont le rapport est à peu près $\frac{25}{24}$, moindre que $\frac{19}{18}$ qu'on trouve par les registres de Londres depuis 1664 jusqu'à 1758 inclusivement, et que $\frac{22}{21}$ donné par ceux du royaume de Naples (non compris la Sicile), depuis 1774 jusqu'à 1781 inclusivement aussi. Cependant, par les deux premiers nombres, les formules approximatives ont donné à Laplace, pour la probabilité que x surpasse $\frac{1}{2}$, l'unité moins une fraction au-dessous de l'unité divisée par un nombre de 73 chiffres (**). Un petit excès dans le nombre des répétitions d'un événement sur celui des répétitions de l'événement contradictoire a donc suffi, par sa constance, pour faire croître avec une immense rapidité la probabilité qui assigne une facilité plus grande au premier qu'au second; et plus les observations se multiplieront, en conservant les mêmes relations de grandeur, plus cette probabilité augmentera (***).

(*) *Novi Comment. Acad. Petrop.*, t. XIV, pars 1, et t. XV.

(**) *Théorie analytique des Probabilités*, p. 377.

(***) De nouvelles comparaisons faites sur les registres des naissances dans toute la France, depuis 1817 jusqu'à 1826 inclusivement, ont donné

102. La formule du n° 99 se simplifie beaucoup lorsqu'il n'est arrivé que des événements d'une seule espèce. Dans ce cas, $S_{\frac{1}{2}}^{(m,n)}$ devient

$$S_{\frac{1}{2}}^{(m)} = \frac{1}{(m+1)\,2^{m+1}} \quad \text{et} \quad S_{1}^{(m,n)} = \frac{1}{m+1} \quad (89):$$

on a donc

$$1 - \frac{1}{2^{m+1}} = \frac{2^{m+1}-1}{2^{m+1}}$$

pour la probabilité que celle de l'événement constamment observé est supérieure à $\frac{1}{2}$.

On peut d'abord appliquer ceci à l'un des phénomènes les plus remarquables du système du monde, le sens uniforme dans lequel les planètes principales et leurs satellites font leurs révolutions autour du soleil. En regardant le mouvement de chacun de ces corps comme le renouvellement du même fait, la répétition de ce fait indique une cause qui a déterminé la direction d'occident en orient, préférablement à la direction contraire. Si l'on n'applique le calcul qu'aux planètes principales, afin de n'y faire entrer que des circonstances rigoureusement semblables, on prendra $m = 11$, et il viendra

$$\frac{2^{12}-1}{2^{12}} = \frac{4095}{4096}$$

à M. Poisson $\frac{16}{15}$ pour le rapport des naissances des garçons à celles des filles; résultat sensiblement plus grand que celui que j'ai cité plus haut. M. Poisson a, de plus, remarqué cette circonstance singulière, que le même rapport est seulement de $\frac{21}{20}$ pour les enfants nés hors mariage. Enfin, si l'on considère séparément les naissances à Paris, on trouve $\frac{26}{25}$ pour les enfants légitimes, et $\frac{30}{29}$ pour les enfants naturels. (*Voyez* l'*Annuaire* de 1825, et le tome IX des *Mémoires de l'Académie des Sciences de l'Institut de France*, p. 239.)

pour la probabilité de l'existence d'une plus grande facilité de ce mouvement d'occident en orient, que dans le sens contraire. On aurait eu un résultat beaucoup plus fort, en joignant aux planètes principales les satellites connus, qui sont maintenant au nombre de 18, et un résultat encore bien autrement près de l'unité, si l'on eût regardé comme dépendant de la même cause le sens uniforme dans lequel s'exécutent les rotations observées dans une partie de ces corps.

Quelques auteurs ont évalué cette probabilité d'une manière un peu différente, en partant d'ailleurs du principe posé dans le n° 86, mais en se bornant à comparer le cas où il existerait une cause absolue avec celui où les deux sens opposés seraient également possibles, ce qui réduit les hypothèses à deux, donnant pour l'événement arrivé, l'une la certitude représentée par l'unité, et l'autre la probabilité $\frac{1}{2^{11}}$. La probabilité de la première hypothèse serait donc alors

$$\frac{1}{1+\frac{1}{2^{11}}}=\frac{2^{11}}{2^{11}+1}=\frac{2047}{2048},$$

si l'on ne faisait entrer dans le calcul que les planètes principales. Cette dernière fraction est moindre que la précédente; mais je crois que les considérations dont elle est déduite sont trop particulières. En ne s'attachant qu'au sens du mouvement, on ne trouve, il est vrai, que deux chances; mais doit-on les supposer également possibles, quand on ignore complétement de quelle manière le mouvement a été imprimé; et ne se peut-il pas qu'au lieu d'être un effet simple, sa direction soit le résultat du concours de diverses chances qu'il faut supposer, par conséquent, dans tous les rapports possibles avec celles qui auraient donné la direction contraire?

Les limites étroites dans lesquelles sont renfermées les inclinaisons des orbites des planètes anciennement connues, qui n'occupent dans le ciel qu'une zone d'environ 15 degrés de largeur, fournissent aussi une grande probabilité pour attribuer tous les mouvements de ces corps à une cause unique; mais la découverte de la planète Pallas, dont l'orbite est inclinée de plus de 34 degrés par rapport à l'écliptique, doit modifier un peu cette probabilité, que changerait encore la découverte de corps qui, s'écartant davantage de l'écliptique et parcourant des orbites plus excentriques, formeraient le passage des planètes aux comètes, dont les mouvements ont lieu dans tous les sens et sous toutes les inclinaisons.

103. La formule employée dans l'article précédent trouve aussi son application dans une question agitée par les philosophes des siècles passés et du nôtre, celle de la liaison des effets aux causes. Les uns, comme Hume, ont nié que nous eussions aucun motif solide pour supposer une dépendance entre deux effets qui se suivent ou s'accompagnent constamment. Les autres, importunés par ce scepticisme dont les conséquences devraient s'étendre sur nos actions les plus fréquentes et les plus nécessaires, ont affirmé qu'un sentiment intime, une loi de notre organisation intellectuelle, nous forçait de rapporter chaque effet à une cause que nous trouvions toujours dans celui qui précédait. D'autres enfin, craignant de trop multiplier ces lois de l'intelligence, ces faits primitifs qui ressemblent assez aux idées innées, ont pensé que la considération des divers degrés de probabilité, non-seulement expliquait le phénomène moral, mais pouvait donner la mesure de la confiance que nous attachons ou que nous devrions attacher à nos connaissances. Ils ont évité ainsi de tomber dans le pyrrhonisme et le dogmatisme absolus, doctrines également absurdes, mais dont la seconde, qui

a tant de fois servi l'avidité et l'ambition de certains hommes, et qui flatte la paresse de tous, est infiniment plus dangereuse que la première, toujours renfermée dans les bornes de la spéculation, puisque, après la dispute la plus animée sur l'existence des corps, le plus déterminé pyrrhonien n'entreprendra pas de sortir de sa chambre à travers la muraille.

Cette doctrine moyenne, que l'on pourrait nommer *scepticisme gradué,* proposée d'abord par Helvétius (*), a été fortement recommandée par Condorcet comme la seule qui pût échapper à toutes les difficultés, parce qu'elle reposait entièrement sur l'expérience, d'où toutes nos idées tirent leur origine. Il y est revenu souvent dans ses ouvrages; mais Mendelssohn paraît avoir, le premier, appliqué spécialement la probabilité à la liaison des effets aux causes, dans un Traité sur l'évidence couronné, en 1763, par l'Académie de Berlin. Voici comment il raisonne.

« Si nous avons expérimenté une seule fois que deux » faits, A et B, se suivent immédiatement, il se présente » pour nous trois suppositions : ou que A ait son fonde- » ment en B, ou que A et B aient leur fondement com- » mun dans une troisième cause C, ou que chacun des » deux dépende enfin d'une cause isolée ou indépen- » dante. Dans les deux premiers cas, ils devront repa- » raître toujours à la suite l'un de l'autre; dans le troi- » sième..., leur rencontre sera l'effet du hasard : ils » pourront se trouver aussi bien séparés, éloignés, que » réunis... (**).» On voit déjà qu'en admettant l'influence de la répétition du jugement de possibilité sur notre esprit (5 et 6), il doit être porté à supposer une liaison, soit immédiate, soit médiate, entre A et B. « Donc, s'ils » se reproduisent de nouveau, si, en se reproduisant, ils

(*) Dans une note du Ier chapitre du Ier Discours de *l'Esprit*.

(**) *Histoire comparée des systèmes de philosophie,* par M. Degérando, 1re édit., t. II, p. 151 et suiv.

» paraissent constamment réunis, il devient vraisem-
» blable que cette réunion a son principe dans l'une des
» deux premières hypothèses. Plus la répétition aura été
» fréquente, la rencontre des deux faits étant constante,
» plus cette vraisemblance augmentera; elle ira croissant
» ainsi jusqu'à l'infini. » Voyons comment le calcul justifie cette dernière assertion.

104. On a observé un grand nombre de fois de suite l'apparition consécutive ou simultanée des faits A et B; la probabilité que cette apparition jouit d'une grande possibilité s'obtiendra en cherchant la probabilité de l'hypothèse par laquelle le rapport des chances qui établissent le concours de l'un avec l'autre diffère très-peu de l'unité; et pour rendre la chose plus sensible, on peut, ce me semble, énoncer ainsi la question : *On a tiré d'une urne* (avec l'attention de les y remettre chaque fois) *un grand nombre de billets marqués* AB; *s'il n'y en avait que de cette sorte, l'apparition simultanée des lettres* A *et* B *serait nécessaire; mais c'est ce qu'on ignorera tant que tous les billets ne seront pas tirés : on demande donc quelle est la probabilité que le rapport du nombre des billets de l'espèce de ceux qui sont sortis, au nombre total des billets, est compris entre des limites données.*

Soit m le nombre des billets, a une fraction assez voisine de l'unité; la probabilité que le rapport inconnu tombe entre a et 1 aura pour expression

$$\frac{S_1^{(m)} - S_a^{(m)}}{S_1^{(m)}} = 1 - \frac{S_a^{(m)}}{S_1^{(m)}} \quad (99),$$

et nommant P cette probabilité, il viendra

$$P = 1 - a^{m+1} \quad (89).$$

a étant < 1, la valeur de a^{m+1} pourra être rendue aussi petite qu'on voudra; son décroissement, qui ne sera pas d'abord très-rapide, si a diffère peu de l'unité, le de-

viendra dès que le nombre m sera très-considérable. Soit, par exemple,

$$a = \frac{1\,000\,000}{1\,000\,001},$$

et qu'on l'élève à la 100 000 000e puissance, on trouvera facilement, par le moyen des logarithmes, que cette puissance est égale à l'unité divisée par un nombre de 44 chiffres; et comme c'est la probabilité contraire à celle qu'on cherche, on jugera par là combien cette dernière approche de l'unité.

Si l'on se donne P et qu'on prenne a pour inconnue, on obtiendra $a = \sqrt[m+1]{1 - P}$. En faisant seulement $P = \frac{1}{2}$, m étant toujours 100 000 000, on trouvera

$$a = 0{,}999\,999\,99^{3}$$

environ, fraction qui diffère bien peu de l'unité; et ce rapport du nombre des billets marqués AB au nombre total sera la limite qui sépare les rapports probables de ceux qui ne le sont pas (9); en sorte que celui qui est un peu moindre sera déjà probable (*).

Ces résultats peuvent donner une idée de ce que doit être, quand on l'étend à la suite des siècles connus et à toute la terre, l'expression numérique de la probabilité de la dépendance des phénomènes tels que la rencontre

---

(*) Si l'on n'a pas de Tables de logarithmes assez étendues pour effectuer ce calcul, on peut employer la formule

$$a^{x} = 1 + \frac{x}{1}\,\frac{la}{le} + \frac{x^{2}}{1.2}\left(\frac{la}{le}\right)^{2} + \ldots,$$

(*Compl. des Élém. d'Alg.*)

dans laquelle $le = 0{,}43429$: il faudra y changer a en $1 - P$, x en $\frac{1}{m+1}$; et quand le nombre $m+1$ sera très-grand, les deux premiers termes suffiront. Dans l'exemple ci-dessus, où $1 - P = \frac{1}{2}$, on aura

$$2^{-\frac{1}{m+1}} = 1 - \frac{1}{m+1} \cdot \frac{30}{43} = 1 - \frac{1}{100\,000\,001} \cdot \frac{3}{4}$$

environ.

des corps et le déplacement qui en est la suite, si prodigieusement répétés dans un seul jour et dans un seul lieu.

La probabilité qu'il y a très-peu de chances contraires à la permanence du mouvement de la terre est déjà très-considérable quand on la conclut du nombre de levers et de couchers du soleil, comptés depuis les temps les plus reculés; mais elle devient bien plus forte encore quand on a égard aux lois connues des mouvements de notre globe, parce qu'alors la conformité des positions observées, avec les positions calculées, doit être regardée comme fournissant de nouveaux faits, dont le nombre est presque infini.

Il s'en faut de beaucoup, sans doute, que les faits soient aussi multipliés, par rapport à d'autres liaisons regardées comme des lois de la nature; ni que la plupart de nos inductions soient établies sur de tels fondements; mais il faut bien prendre garde à l'influence qu'exercent les faits les plus répétés, par rapport à ceux qui le sont moins. Dès que les premiers nous ont fait acquérir le sentiment de la constance des lois de la nature, nous l'étendons à tout ce qui se passe sous nos yeux; et pour tous les cas avec lesquels nous sommes familiarisés, notre confiance dans la liaison des effets aux causes, passant en habitude, peut encore croître, par cette raison, beaucoup plus rapidement que la probabilité indiquée par les calculs précédents (*).

(*) Dans la rigueur des termes, ce qui précède n'établit que la probabilité d'une succession constante entre deux phénomènes, et c'est aussi à quoi le célèbre physicien Leslie pense qu'il faut réduire, comme le veut Hume, tout ce qu'implique pour nous la relation de cause et d'effet. Il en appelle même au langage ordinaire soumis à une critique rigoureuse (*Inquiry into the nature and propagation of heat*, p. 521, note XVI, ou *Edinburgh Review*, 7e vol., 1805 à 1806, p. 113-122. *Voyez* aussi *Lectures of Physiology, Zoology, and the natural History of man*, by Lawrence, lecture III, p. 78). Il est d'ailleurs évident que l'idée d'une telle succession suffit pour la conduite de la vie. (*Voyez* mes *Essais sur l'Enseignement*, 3e édit., p. 357.)

De plus, le but essentiel de nos observations étant de prévoir ce qui doit arriver, la probabilité de la production d'un nouvel événement semblable à ceux qui ont déjà été observés est celle qui nous intéresse le plus, parce qu'elle peut servir à régler notre conduite; or, pour celle-ci, le calcul prend une marche beaucoup plus rapide; car l'expression $\frac{m+1}{m+2}$ (86) diffère bien peu de l'unité, lorsque m est un peu grand. Cette proposition, *le soleil se lèvera demain*, par exemple, en prenant pour point de départ une époque reculée de 6000 ans, a maintenant une probabilité égale à $\frac{2\,191\,501}{2\,191\,502}$. Si l'on embrasse un intervalle de plus d'un jour, la probabilité, donnée alors par la formule $\frac{m+1}{m+p+1}$, va sans cesse en décroissant, et peut devenir très-faible; mais cette conséquence n'a rien qui choque la raison, puisque l'avenir peut développer des lois qui nous sont encore inconnues (*).

105. On ne manque donc point de motifs suffisants pour appuyer la légitimité des conclusions du passé à l'avenir; et c'est en cela que consiste le pouvoir de l'analogie; mais n'est-il pas arrivé qu'en se livrant trop à ce pouvoir, les savants, aussi bien que le vulgaire, soient

(*) Bertrand, de Genève (*Développements nouveaux de la partie élémentaire des Mathématiques*, t. I, p. 418), a traité aussi la question précédente, mais par la considération des probabilités *à priori* seulement; et il a pris pour la probabilité simple de l'événement observé, celle qui donnait $\frac{1}{2}$ pour la probabilité de la répétition de cet événement m fois de suite, parce que *l'hypothèse de cette probabilité ne favorise ni ne défavorise la production de la série d'événements observés*. Suivant ce mode, on a

$$x^m = \frac{1}{2}, \quad \text{d'où} \quad x = \frac{1}{\sqrt[m]{2}};$$

et comme, par cette expression, plus m augmente, plus x approche de

tombés dans l'erreur et aient hasardé des assertions prématurées? Cependant ils ne pouvaient suivre d'autre voie pour découvrir la vérité. Que l'on examine avec attention, soit les règles de Descartes, soit celles de Newton, rapportées dans la note de la page 2, y verra-t-on autre chose que le soin de faire l'énumération la plus exacte possible des faces d'une idée ou des combinaisons de plusieurs faits? Lorsque l'énumération sera complète, que la dépendance, se trouvant la même dans tous les cas, sera nécessaire, il y aura certitude, soit physique, soit intellectuelle, au moins pour chaque partie indivisible du raisonnement, ou chaque fait en particulier (1 et 2). Hors de là, on ne peut plus que balancer les cas favorables à l'analogie avec les cas contraires ; et s'il ne s'en présente pas d'abord de cette dernière espèce, rien ne garantit qu'il n'en arrivera point. L'hypothèse qui explique complétement un grand nombre de faits n'est encore que probable; et le calcul apprécie le degré de confiance qu'elle mérite ; mais tant que les faits ne seront pas tous observés, tous mesurés avec la plus grande précision, aucune hypothèse ne se changera en véritable théorie : les plus heureuses ne seront que des méthodes artificielles pour lier par une seule formule, ou comprendre dans une seule expression, la dépendance d'un nombre de faits plus ou moins grand.

---

l'unité, plus aussi on doit s'attendre à l'apparition d'un événement pareil à ceux qui ont déjà eu lieu.

La formule de la note de la page 165 donnerait, dans le cas de m un peu grand,

$$x = 1 - \frac{1}{m} \cdot \frac{3}{4} = \frac{m - \frac{3}{4}}{m},$$

ce qui ne diffère pas beaucoup de $\frac{m+1}{m+2}$; mais Bertrand n'a considéré qu'une seule hypothèse, au lieu que la méthode directe les embrasse toutes.

106. Tels étaient les principes d'après lesquels Condorcet, plaçant la certitude absolue seulement dans la *conscience* d'une sensation actuelle et dans la *perception* instantanée et avec pleine évidence de la convenance ou de la disconvenance de deux idées, donnait pour fondement au reste de nos connaissances notre tendance générale à croire au retour des faits que nous avons observés plusieurs fois sur nous-mêmes ou sur les autres objets (1 et 2), et faisait deux classes de probabilités, la première comprenant celles dont la différence avec l'unité est inassignable, mais tellement petite, qu'il serait superflu de la calculer, et auxquelles nous acquiesçons par une habitude dont nous ne nous rendons pas compte, comme nous le faisons, ou du moins comme nous devrions toujours le faire pour les probabilités de la seconde classe (*). Ainsi s'établit une gradation non interrompue, depuis les propositions qui n'admettent aucun doute jusqu'aux plus incertaines. Cette manière d'envisager nos connaissances donne une base solide au scepticisme « qui, dans les écoles » grecques, avait dégénéré en un ridicule charlatanisme, » mais qui, chez les modernes, dégagé de ces subtilités » pédantesques, est devenu la véritable philosophie, et » qui consiste, non à douter de tout, mais à peser toutes » les preuves, en les soumettant à une rigoureuse ana- » lyse; non à prouver que l'homme ne peut rien con- » naître, mais à bien distinguer et à choisir pour objet » de sa curiosité ce qu'il est possible de savoir (**). »

(*) A la tête des probabilités de la première classe se trouve celle qui fonde notre croyance à l'existence des corps, ou notre « persuasion » que le système des sensations qui sont excitées en nous dans un in- » stant se représentera constamment de même dans des circonstances » semblables, ou avec de certaines différences liées constamment au chan- » gement des circonstances. » (*Essai sur l'application de l'Analyse à la Probabilité, etc.*, Discours préliminaire, p. xij.)

(**) *Éloge de Franklin, Œuvres de Condorcet*, t. IV, p. 94.

107. La théorie mathématique concourant, avec les simples aperçus du bon sens et avec les résultats de l'expérience, à prouver que les lois de la nature peuvent se reconnaître, au moins à la longue, dans la succession des faits qui en sont les conséquences nécessaires, il s'ensuit que dans les questions dont les éléments sont trop compliqués pour en épuiser les combinaisons, en parcourir tout l'enchaînement, il faut interroger la nature, compter et comparer les faits, enfin juger *à posteriori* de ce qu'il est impossible de prévoir. Telle est la base et le motif de l'application du calcul des probabilités aux sciences physiques, morales et politiques.

Cette application conduira toujours à des résultats utiles, ou maintiendra dans ce doute salutaire qui prévient les erreurs dangereuses, lorsqu'on la fera avec circonspection, c'est-à-dire en distinguant avec soin les faits, d'après les diverses circonstances qu'ils présentent, afin d'éviter de rapporter à toutes ce qui ne convient qu'à quelques-unes, de confondre les points de vue qui doivent être séparés et de rendre générales des conclusions qui ne sont vraies qu'entre certaines limites. Ce sont là les reproches que l'on peut faire quelquefois avec raison à des calculs très-savants, mais dans les résultats desquels on ne trouve pas une grande évidence ni une utilité bien prochaine. Mais, que l'on y prenne garde; c'est parce que, faute de données, on a été obligé d'appuyer ces calculs sur des suppositions souvent très-détournées, que leur marche est devenue si compliquée et leur résultat si incertain. Un nombre suffisant d'observations, dégagées de toutes les circonstances étrangères aux conséquences qu'on cherche, offrira toujours un moyen aussi simple que sûr de découvrir ces conséquences ou d'en mesurer l'étendue et la valeur, et par conséquent d'apprécier les combinaisons qui les ont amenées.

De simples registres, fidèlement tenus, suffiraient pour

reconnaître l'effet d'un impôt, par les variations qu'il produit dans les salaires et les consommations; celui des règlements commerciaux, par le mouvement des importations, des exportations, le progrès des manufactures, la culture des terres.

On peut juger aussi d'un système d'instruction par le recensement des sujets qu'il aura produits après un certain nombre d'années; d'un système de législation civile, par le nombre de procès qu'il aura engendrés ou prévenus; d'une législation criminelle, par le nombre des coupables condamnés ou absous et repris. Mais pour qu'on puisse tirer parti de ces observations, il faut que l'épreuve du système soit continuée, que les résultats en soient recueillis avec impartialité, pour être comptés avec exactitude. Je dis *comptés,* car lorsqu'on n'en vient pas là, on tombe presque toujours dans des déclamations vagues. Il n'y a pas de mesure de gouvernement qui ne lèse un assez grand nombre d'intérêts particuliers; et si les hommes qu'elle attaque ont du crédit, savent parler ou faire parler pour eux, la mesure la plus utile à la masse générale de la nation ne peut pas subsister; quelques inconvénients relevés avec force et avec adresse la font révoquer, tandis qu'une énumération exacte de ses effets aurait rendu incontestable la supériorité de ses avantages sur ses inconvénients. En s'écartant de ce procédé, on a pu même l'attaquer de bonne foi.

Pour donner un exemple de ces jugements vagues qu'on porte par de simples aperçus sur des objets susceptibles d'une évaluation précise, je rapporterai le beau résultat obtenu par M. Duvillard, dans son *Analyse de l'influence de la petite vérole sur la mortalité* (p. 10). Il a démontré, d'après les Tables de mortalité, à Genève, à la Haye et à Berlin, que *passé l'âge de trente ans la petite vérole est d'autant moins dangereuse pour ceux qui ne l'ont pas encore eue, qu'ils sont dans un âge plus*

avancé. L'opinion commune est contraire à ce résultat, et il est aisé de sentir comment elle a pu s'établir avant qu'on ait fait l'observation exacte du nombre des morts causées par la petite vérole contractée à différents âges. On a été d'autant plus frappé de ces morts, qu'elles sont arrivées plus loin de l'époque ordinaire de la maladie. L'importance, pour la société, des personnes qu'elle lui enlevait, et un danger qu'on était porté à regarder comme particulier à la jeunesse, ont beaucoup agi sur l'imagination des spectateurs : alors des impressions purement morales sont venues se mêler à un jugement où ne devait entrer que le calcul. Ce qui est arrivé ici a encore bien plus de force dans toutes les circonstances où les intérêts et les passions sont violemment agités; aussi, pendant longtemps, n'est-ce guère que dans ce qui regarde la mortalité des individus et leur multiplication qu'on a recueilli les faits avec quelque suite : c'est donc dans ces faits qu'un grand nombre des auteurs qui ont écrit sur l'économie politique a cherché la mesure pour évaluer le mérite des systèmes divers d'administration et de gouvernement; et par cette raison, je donnerai, avec quelque détail, la manière d'y appliquer le calcul des probabilités.

Détermination des probabilités de la vie humaine.

108. La formation des Tables de mortalité serait très-simple, si l'on pouvait trouver sur les registres des décès ceux d'un grand nombre d'individus choisis sur les registres des naissances, et par ce moyen déterminer combien il en reste à la fin de chaque année (*). Malheureusement un tel procédé, le seul rigoureusement exact, est rarement praticable; car les résultats de ce genre ne pouvant mériter quelque confiance qu'autant qu'ils sont déduits d'un grand nombre de faits, si l'on s'attache à un

(*) *Théorie analytique des Probabilités*, p. 388.

lieu d'une faible population, il faudra dépouiller les registres d'une longue suite d'années pour suppléer à la quantité de naissances simultanées que peut fournir une ville considérable; mais, dans l'un et l'autre cas, qui est-ce qui oserait entreprendre de suivre chaque individu à travers les changements de domicile, les émigrations, l'imperfection même des registres et la foule des noms répétés, qui seule pourrait occasionner très-souvent beaucoup de confusion? Et puis, comme on le verra bientôt, et comme il est facile de le prévoir, le temps influe sur les probabilités de la vie humaine, soit par les changements politiques, soit par le perfectionnement qu'apporte dans le régime et la police civile le progrès des lumières : le Tables formées sur des observations qui embrassent un trop grand intervalle de temps ne sauraient donc convenir, ni à l'époque où remontent les premières, ni à l'époque présente. Voilà bien des difficultés qui rendent la méthode indiquée ci-dessus à peu près impossible à suivre, excepté dans quelques cas particuliers dont il sera fait mention plus loin; et aussi est-ce d'une tout autre manière que la chose s'est faite.

La plus ancienne Table de mortalité que l'on connaisse est celle que Halley a déduite des registres de la ville de Breslaw en Silésie et qu'il a publiée dans les *Transactions philosophiques*, en 1693. Il fit choix de cette ville, parce que, le nombre des naissances et celui des morts y différant très-peu, il pensait que la population s'y maintenait à peu près dans un état stationnaire, et qu'en conséquence les pertes qu'elle faisait en individus dans les divers âges étaient sensiblement proportionnelles à la mortalité pour chacun de ces âges, ce qui faisait qu'on pouvait regarder les individus décédés chaque année, comme s'ils fussent tous nés la même année, et leurs âges respectifs comme indiquant la manière dont s'éteindrait successivement un pareil nombre d'individus ayant commencé leur vie si-

multanément. Halley réunit donc le nombre des morts arrivées depuis 1687 jusqu'en 1691 à Breslaw, distribua ce nombre suivant les âges ; alors retranchant du premier nombre celui des enfants morts à 1 an, le reste indiqua le nombre des survivants, desquels il retrancha ensuite le nombre des enfants morts à 2 ans pour obtenir celui des survivants, et ainsi de suite ; et afin de faciliter les calculs, il réduisit ces divers nombres proportionnellement à 1000, par lequel il représenta celui des enfants de 1 an.

La commodité de ce procédé supplée bien à ce qui lui manque du côté de l'exactitude, parce qu'on en peut répéter fréquemment l'application, et, compensant par la variété des lieux et des époques les erreurs auxquelles il est sujet, arriver à des valeurs moyennes suffisamment approchées pour présenter des résultats intéressants. Smart en a fait usage pour la ville de Londres, Dupré de Saint-Maur pour celle de Paris, et il a été appliqué à presque toutes les capitales et à beaucoup d'autres lieux. Mais dans plusieurs Tables, dans celle de Dupré de Saint-Maur, par exemple, il s'est glissé d'assez grandes inexactitudes, parce que l'âge est très-souvent fautif dans les actes de décès : les personnes qui l'indiquent, ou le savent mal, ou ne donnent que le nombre rond le plus approchant ; aussi l'on trouve souvent 60 ans où il aurait fallu 59 ou 58, et de là résulte dans le premier de ces âges plus de décès en apparence qu'il n'y en a eu réellement. Cette inexactitude est aisée à remarquer par la marche trop inégale des nombres qui doivent se succéder dans la Table, et il faut tâcher de les corriger de la manière la plus vraisemblable, en régularisant les différences : c'est ce qu'a fait Saint-Cyran pour les Tables de Dupré de Saint-Maur (*).

Le concours de circonstances nécessaire pour pouvoir

(*) *Voyez* ses *Recherches sur les Rentes viagères*, IIe partie, p. 23.

suivre les individus un à un n'a, jusqu'à présent, eu lieu que par rapport à quelques classes dont l'ordre de mortalité est très-différent de celui de l'universalité des hommes : telle était la classe des rentiers viagers de Hollande, dont Kerseboom a dressé la Table de mortalité, celle des rentiers viagers de France, connus sous la dénomination de *tontiniers*, et celle des religieux de l'ordre des Bénédictins, dont les Tables sont l'ouvrage de Deparcieux, etc. L'intérêt du gouvernement, l'ordre établi dans une congrégation d'hommes studieux donnaient aux registres de ces classes une exactitude et une clarté qui en facilitaient beaucoup le dépouillement; mais aussi les résultats devaient être fort éloignés de ceux de la vie ordinaire. Ce n'est que sur des enfants paraissant bien constitués et, en général, sur des adultes bien portants que l'on place en rente viagère. Ceux qui jouissent d'un pareil revenu tiennent, pour la plupart, une conduite uniforme et modérée qui doit prolonger leur existence; beaucoup sont célibataires : les religieux l'étaient tous et n'entraient dans leur profession qu'après être échappés aux dangers de l'enfance et de l'adolescence. Des Tables calculées sur de pareils individus ne sauraient donc servir que pour ceux qui sont placés dans les mêmes circonstances; c'est ce qu'on verra lorsque j'exposerai la théorie des rentes viagères. Les questions dont je vais d'abord m'occuper sont seulement relatives à la vie considérée en elle-même et à la population, en supposant que les événements futurs se succèdent comme les événements passés, ce qui est permis, puisqu'on regarde le nombre de ceux-ci comme très-grand par rapport à celui des autres.

109. La plus simple de ces questions est la recherche des probabilités de la prolongation de la vie à chaque âge. Par exemple, la probabilité de vivre encore 10 ans, lorsqu'on est parvenu à l'âge de 40, s'obtient en divisant par

le nombre des personnes de cet âge le nombre des personnes de 50. La Table de la *Loi de la mortalité en France,* insérée dans l'*Annuaire du Bureau des Longitudes,* donnant pour l'un de ces nombres 369 404 et pour l'autre 297 070, il en résulte $\frac{297}{369} = 0,805$ environ; la Table dressée sur les registres de Londres par Price donne $\frac{224}{322} = 0,696$; celle de Vienne par Sussmilch $\frac{220}{298} = 0,738$; celle de Berlin par le même $\frac{224}{300} = 0,747$; enfin celle des campagnes, en Suisse, par Muret, $\frac{431}{506} = 0,852$, probabilité plus forte que les précédentes.

110. On cherche encore quelle est la durée de la *vie probable* à un âge donné : on entend par cette durée le nombre d'années après lequel la probabilité d'exister et celle de ne pas exister sont les mêmes et, par conséquent, égales à $\frac{1}{2}$. Il est évident que cela a lieu lorsque le nombre des personnes de l'âge dont on part est réduit à la moitié de ce qu'il était. Si l'on cherche ce terme à compter de la naissance, on trouvera qu'à Paris il tombe entre 8 et 9 ans (par les Tables de Dupré de Saint-Maur); à Londres, un peu avant 3 ans; à Vienne, un peu avant 2; un peu après à Berlin; mais que ce terme est bien plus éloigné dans les campagnes. La Table de l'*Annuaire,* moyenne pour toute la France, le place entre 20 et 21 ans; celle d'Angleterre, entre 27 et 28; celle de Brandebourg, entre 25 et 26; celle de Suisse, à 41 ans. Cette prodigieuse différence entre les campagnes et la ville ne saurait être attribuée qu'aux suites de l'extrême misère, à la malpropreté, au resserrement des demeures et à l'insalubrité qui en est la conséquence, dans les capitales. A Montpellier, ville dont la population est d'environ 32 000 individus, et dont on regarde le séjour comme très-sain, le terme dont il s'agit n'est cependant placé que vers 6 ans.

L'âge de 40 ans étant assez ordinairement celui où l'état d'un homme est fait, où il commence à jouir du fruit de ses premiers travaux, on peut être curieux de connaître la vie probable qui s'y rapporte. Les Tables citées précédemment donnent, à Paris, plus de 21 ans; en France, terme moyen, 23; à Londres, 18; à Vienne, plus de 19; à Berlin, de même; en Suisse, près de 25.

La plupart de ces Tables ne s'étendent guère au delà de 90 ans, que l'on doit regarder comme l'extrême vieillesse, puisqu'il est très-rare, non-seulement de passer cet âge, mais de l'atteindre. Le rapport du nombre d'individus de cet âge à celui des naissances sera la mesure de la *longévité* dans le lieu pour lequel la Table a été construite. La Table de l'*Annuaire* donne, pour la France, $\frac{38}{10000} = 0,0038$; celle de Londres $\frac{3}{1518} = 0,0020$; celle de Vienne $\frac{3}{1495} = 0,0020$; celle de Berlin $\frac{6}{1427} = 0,0042$, et celle de Suisse 0,0050 : cette dernière probabilité, plus forte que les autres, est encore surpassée par celle qu'offre la Table calculée par Gorsuch sur les registres de quelques paroisses de campagne, en Angleterre, et qui est de 0,0070.

On ne doit pas encore trop compter sur ces résultats, parce que le nombre des observations qui se rapportent aux derniers âges est très-petit. Les Tables de Kerseboom, dressées sur les décès des rentiers viagers de Hollande, et celles que Deparcieux a déduites des registres des tontines de France, quoique se rapportant à des classes d'individus choisis, ne s'étendent pas jusqu'à 100 ans; la première donne, pour l'âge de 90 ans, $\frac{10}{1400} = 0,0071$; la seconde, 0,0110 pour parvenir, depuis l'âge de 3 ans, à celui de 90.

Price dit que la probabilité de parvenir à 60 ans est $\frac{1}{43}$

dans le pays de Vaud, $\frac{2}{45}$ en Brandebourg, $\frac{1}{30}$ à Breslaw, $\frac{1}{37}$ à Berlin, $\frac{1}{40}$ à Londres, $\frac{1}{41}$ à Vienne (*).

111. Dans les Tables dont je viens de faire usage, les sexes sont confondus; cependant l'ordre de mortalité n'est pas le même pour tous deux; il varie encore suivant les professions et d'autres circonstances dont on constaterait l'effet, en séparant les décès en classes relatives à chacune de ces circonstances. C'est ce que l'on a commencé de faire depuis qu'on a reconnu l'utilité de ce genre d'observations; mais les données manquent très-souvent sur les actes de décès, et quand on les y trouve, le travail du classement devient trop considérable lorsqu'il faut le recommencer sous divers points de vue. On l'abrégerait beaucoup si l'on faisait les relevés dans la forme ingénieuse imaginée par Condorcet pour enregistrer des faits ou désigner des objets par une combinaison de caractères qui en indiquent les principales propriétés (**).

Quand on ne veut que saisir la marche des résultats, il est commode de substituer aux Tables des figures où les nombres soient représentés par des lignes ou des espaces; ces signes naturels de la grandeur, la rendant sensible à l'œil, en peignent immédiatement les variations. Telle est la propriété des *courbes de mortalité*. C'est ainsi qu'on nomme celles qui se construisent en élevant, sur une ligne divisée en autant de parties égales qu'il y a d'années dans la plus longue vie, des perpendiculaires proportionnelles

(*) Tome Ier des *Mémoires présentés à l'Institut, etc.*, p. 75.

(**) *Voyez* ses *Éléments du Calcul des Probabilités*, p. 31. Si cette forme, dans l'explication de laquelle il n'a peut-être pas mis assez de clarté, eût été bien saisie et appliquée par quelque naturaliste, je ne doute pas qu'elle n'eût été bientôt adoptée, et qu'il n'en fût résulté beaucoup d'avantages, sans compter celui de l'extrême brièveté. C'est une espèce de dictionnaire où l'on peut trouver les mots par un assez grand nombre de clefs.

au nombre d'individus existants à chaque âge. La *fig.* 1 offre ainsi la comparaison de trois Tables de mortalité, et la *fig.* 2, donnée par M. Duvillard dans ses *Recherches sur les emprunts*, fait voir la différence que celle des sexes apporte dans la mortalité observée à Genève.

112. Comme toute courbe continue peut être représentée par une équation, quelques géomètres ont cherché à obtenir celle des courbes de mortalité, en liant par une formule algébrique tous les nombres insérés dans une Table de mortalité. Lambert a trouvé que l'équation

$$y = 10000\left(\frac{96-x}{96}\right)^2 - 6176\left(e^{-\frac{x}{13,682}} - e^{-\frac{x}{2,43114}}\right)$$

représenterait très-bien la Table construite sur les registres de Londres, et, par analogie, M. Duvillard a proposé d'employer en général l'équation

$$y = \mathrm{N}\left(\frac{t-x}{t}\right)^2 - m\left(e^{-\frac{x}{k}} - e^{-\frac{x}{n}}\right),$$

dans laquelle y désigne le nombre des individus de l'âge de x, N le nombre total des naissances, t l'âge le plus avancé de la Table, e la base des logarithmes népériens, m, k et n des constantes qu'on détermine pour chaque Table en particulier (*).

(*) *Voyez* les *Beitrage, etc.*, de Lambert, t. III, p. 483, et les *Recherches sur les emprunts*, par M. Duvillard, p. 8, note; mais je dois faire observer que dans la première des expressions de y rapportées ci-dessus, on y lit

$$e^{-\frac{x}{31,682}} \quad \text{au lieu de} \quad e^{-\frac{x}{13,682}}.$$

Cette faute a été reconnue par Lambert, dans une lettre que les PP. Roberto Gaeta et Gregorio Fontana ont insérée à la page lvj du Discours préliminaire de l'ouvrage qu'ils ont publié en 1776, sous le titre de *la Dottrina degli azzardi, ecc.*

C'est dans les premières années que la marche des Tables paraît plus irrégulière; mais bientôt le nombre annuel des morts devient constant pendant un intervalle de temps plus ou moins considérable. La Table de Breslaw, par exemple, donne 6 décès par an depuis 12 ans jusqu'à 22, 7 de 22 à 29, etc., et pourrait ainsi se partager en progressions par différence. Moivre a trouvé que, sans trop s'écarter de la vérité, on pouvait n'établir qu'une seule progression depuis l'âge de 22 ans jusqu'à celui de 86, auquel il a placé le dernier terme de la vie, regardant les âges plus avancés comme des cas trop rares pour qu'il soit nécessaire d'en tenir compte. Cette progression, ayant pour différence l'unité et se réduisant à zéro à 86 ans, donne pour les âges précédents un nombre d'individus égal à l'excès de 86 ans sur chacun de ces âges, excès que Moivre appelle *complément de vie*. A l'âge de 50 ans, par exemple, le nombre des vivants est 36, la probabilité de vivre 1 an $\frac{35}{36}$, et celle d'en vivre 10 $\frac{26}{36}$. De cette loi résulte la formule très-simple $y = 86 - x$ (*).

113. Après avoir considéré les questions qui se résolvent presque à vue, au moyen des Tables de mortalité, je passe à celles qui demandent plus de calcul. La première dont je m'occuperai est la recherche de la *vie moyenne*. L'idée paraît en être venue d'abord à Nicolas Bernoulli, en appliquant à la durée de la vie la formule de l'espérance mathématique, admise pour l'évaluation pécuniaire des hasards (65 et 70) (**). Puisque chaque individu, pris en particulier, peut se flatter de parvenir à l'âge le plus avancé, l'espérance qu'il a sur toutes les années qui doivent s'écouler jusqu'à cet âge se mesurera en multipliant leur nombre par la probabilité d'y arriver.

(*) *Voyez* le *Treatise of annuities* qui suit la *Doctrine of chances*.

(**) *Actorum eruditorum Supplementa*, t. IV, p. 159.

Je prendrai un exemple dans la Table dressée par Deparcieux. On y trouve qu'aux âges de

87, 88, 89, 90, 91, 92, 93, 94, 95

années, il reste

29, 22, 16, 11, 7, 4, 2, 1, 0

individus; et, à cause que les décès ont lieu à diverses époques de l'année, on prend le milieu de l'année pour leur époque commune. Dans cette hypothèse, la différence 7 entre les nombres d'individus existants à 87 et à 88 ans, indiquant ceux qui sont morts dans cette année, ne leur assigne que 6 mois ou $\frac{1}{2}$ année de vie; et, en continuant sur ce pied, on trouvera qu'aux durées

$$\frac{1}{2}, \frac{3}{2}, \frac{5}{2}, \frac{7}{2}, \frac{9}{2}, \frac{11}{2}, \frac{13}{2}, \frac{15}{2}$$

années, répondent

7, 6, 5, 4, 3, 2, 1, 1

individus. Cela posé, l'un quelconque des 29 individus de l'âge de 87 ans pouvant se trouver dans l'un quelconque des groupes ci-dessus, aura, pour atteindre les durées correspondantes, les probabilités

$$\frac{7}{29}, \frac{6}{29}, \frac{5}{29}, \frac{4}{29}, \frac{3}{29}, \frac{2}{29}, \frac{1}{29}, \frac{1}{29}:$$

multipliant donc ces fractions par les durées correspondantes, et ajoutant les produits, on aura $\frac{155}{2.29} = 2$ ans 8 mois pour l'espérance de vie à l'âge de 87 ans.

La partie de l'opération ci-dessus, dans laquelle on multiplie d'abord les nombres 7, 6, etc., par les fractions correspondantes $\frac{1}{2}$, $\frac{3}{2}$, etc., et l'on ajoute les produits, revient évidemment à calculer la durée collective de l'existence des individus de chaque groupe; et en divi-

sant le résultat $\frac{155}{2}$ par le nombre 29 des individus, on répartit également cette durée à chacun.

Si l'on substitue aux nombres 7, 6, etc., les expressions équivalentes $29-22$, $22-16$, etc., et qu'on ne fasse qu'indiquer les multiplications par les durées $\frac{1}{2}$, $\frac{3}{2}$, etc., la somme des produits sera représentée par

$$\frac{1}{2}(29-22)+\frac{3}{2}(22-16)+\frac{5}{2}(16-11)+\frac{7}{2}(11-7)$$
$$+\frac{9}{2}(7-4)+\frac{11}{2}(4-2)+\frac{13}{2}(2-1)+\frac{15}{2}(1-0),$$

ce qui se réduit aisément à

$$\frac{1}{2}\cdot 29+22+16+11+7+4+3+2+1,$$

et il ne reste plus qu'à diviser par 29 la somme des termes, à partir de 22, nombre d'individus correspondant à 88 ans, puis aujouter $\frac{1}{2}$ au quotient.

Cette règle, indiquée par Deparcieux, est générale, en sorte que si a, a', a'', a''', a^{IV} désignent les nombres d'individus vivants à des âges consécutifs (a^{IV} étant le dernier de la Table), V la vie moyenne, à partir de l'âge correspondant au premier nombre a, et V′ à partir de l'âge a', on aura

$$\text{V}=\frac{1}{2}+\frac{a'+a''+a'''+a^{\text{IV}}}{a},\quad \text{V}'=\frac{1}{2}\frac{a''+a'''+a^{\text{IV}}}{a'};$$

tirant de la seconde expression la valeur de $a''+a'''+a^{\text{IV}}$, pour la substituer dans la première, il viendra

$$\text{V}=\frac{1}{2}+\frac{a'}{a}\left(\text{V}'+\frac{1}{2}\right),$$

formule qui, faisant aisément trouver V par V′, serait commode pour calculer les vies moyennes correspon-

dantes aux divers âges, en commençant par le plus avancé (*).

114. C'est par la durée de la vie moyenne que l'on compare, sous le rapport de la vitalité, les âges, les lieux et les époques. En France, on trouve pour cette durée, à partir de la naissance, 28 ans 9 mois (suivant la Table de l'*Annuaire*); à Londres, 17 ans 11 mois; à Vienne, 15 ans 9 mois; à Berlin, 17 ans 1 mois; et en Suisse, 37 ans 1 mois.

Les sexes offrent aussi à cet égard une différence assez considérable. M. Mourgue a trouvé, d'après 21 ans d'observations, qu'à Montpellier la vie moyenne, à partir de la naissance, était de 26 ans 3 mois 20 jours, en prenant collectivement les deux sexes; mais qu'en les distinguant, celle des hommes était de 24 ans 3 mois et 15 jours, et celle des femmes de 28 ans 3 mois et 28 jours (**).

Ce n'est qu'après avoir passé les dangers de la première enfance qu'on arrive à la plus longue espérance de vie. L'âge auquel correspond cette espérance, ou à partir duquel la vie moyenne a la plus grande durée, varie suivant les lieux, et indique ainsi l'époque de la vie que le pays ou les autres circonstances caractéristiques de la Table favorisent le plus. En France, la Table de l'*Annuaire* donne, pour ce maximum, 43 ans 5 mois, et le place à 5 ans; celui de la vie probable y est de 45 ans 8 mois, et se trouve 1 an plus tôt.

Les observations sur la mortalité ne remontent pas

(*) La formule ci-dessus est tirée de la *Théorie analytique des Probabilités*, p. 411.

(**) *Mémoires présentés à la première classe de l'Institut par des Savants étrangers*, t. Ier, p. 71-72.

Pour se procurer un grand nombre de Tables de mortalité, il faut compulser les ouvrages concernant les rentes viagères, les assurances sur la vie, etc, et particulièrement *the Doctrine of life annuities and assurances*, by Francis Baily, Traité qui a déjà eu plusieurs éditions.

assez haut pour qu'on puisse comparer les temps un peu anciens avec le temps présent. Il paraît cependant probable que les progrès des arts et des sciences, en multipliant les commodités de la vie, en ont augmenté la durée moyenne; et la ville de Genève offre déjà quelques traits qui le prouvent. Au XVIe siècle, la vie moyenne n'y était que de $18\frac{1}{2}$ ans; au XVIIe siècle, elle s'était élevée à $23\frac{1}{2}$; au XVIIIe siècle, elle s'est accrue jusqu'à $32\frac{1}{5}$ ans. Il en est de même pour la vie probable (110) : elle était seulement de $4\frac{3}{4}$ ans au XVIe siècle; de $11\frac{2}{3}$ au XVIIe, et surpassait 27 ans au XVIIIe siècle (*).

115. La Table de mortalité sert encore à déterminer la manière dont la population se compose par rapport aux âges. En supposant toujours que l'état de cette population soit stationnaire, c'est-à-dire que le nombre des naissances annuelles soit à très-peu près égal à celui des

---

(*) *Voyez* dans la *Bibliothèque britannique*, t. IV, p. 328, un Mémoire de M. Hodier. Ces faits sont rapportés aussi par M. Malthus, dans son *Essai sur le principe de la population*, t. II, p. 31 de la traduction française.

Ils sont les seuls résultant d'observations connues; mais le *Digeste*, liv. XXXV, tit. II, § 68, *Ad legem Falcidiam*, nous offre un commentaire dans lequel, pour évaluer le prix de la jouissance des pensions (*aliments*) qu'un testateur assigne à des légataires pendant la durée de leur vie, Ulpien indique les nombres ci-dessous :

Ages.	0,	20,	25,	30,	35,	40,	41,	42,	43,	44,	45,
Vie future.	30,	28,	25,	22,	20,	19,	18,	17,	16,	15,	

Ages.	45,	46,	47,	48,	49,	50,	55,	60 et au delà.
Vie future.	14,	13,	12,	11,	10,	9,	7,	5.

Il laisse ignorer d'ailleurs sur quoi sont fondées ces déterminations, qui ne paraissent pas très-régulières.

Cet exemple n'est pas le seul qu'on ait de l'utilité des résultats des probabilités dans la science du droit. La fixation du temps après lequel on doit présumer légalement la mort d'un absent qui a cessé de donner de ses nouvelles a été l'objet d'une thèse de Nicolas Bernoulli, insérée dans les *Actorum eruditorum Supplementa*, t. IV, p. 159. *Voyez* aussi l'article ABSENT dans le *Dictionnaire de mathématiques de l'Encyclopédie méthodique*.

décès, et constant, il suffit, pour trouver le nombre des individus existants dans un âge donné, de calculer par la Table de mortalité combien, sur le nombre des individus qui naissent annuellement, il en doit rester à cet âge : ce sera le nombre demandé.

Si l'on prend le nombre de naissances marqué dans la Table pour celui des naissances annuelles, et qu'on ajoute tous les nombres de cette Table, on aura le montant de la population correspondante aux naissances et à l'ordre de mortalité qu'elle représente. Puis, si l'on retranche successivement de cette somme le nombre des naissances, celui des individus de 1 an, de 2 ans, etc., le reste exprimera le nombre des individus compris depuis 1 an, 2 ans, etc., jusqu'au terme de l'existence. C'est ainsi qu'a été formée la Table insérée dans l'*Annuaire*, sous le titre de *Loi de la population en France*. Pour plus d'exactitude, d'après l'observation faite dans le n° 113, on prend, au lieu des nombres marqués pour chaque année, le milieu entre deux années consécutives, afin de rapporter les décès à la demi-année, qui en est l'époque moyenne.

Ce partage de la population suivant les âges est peut-être le résultat le plus important à considérer dans l'estimation de la prospérité d'un État, si, comme M. Malthus paraît l'avoir prouvé, le nombre des naissances, augmentant beaucoup dès qu'il s'est fait un vide dans la population, même à la suite de fléaux destructeurs, n'est pas propre à faire juger des progrès de cette population et de sa force réelle. En effet, cette dernière tient au nombre d'individus dans la vigueur de l'âge, et dont toutes les facultés sont développées autant que le permet l'état de la civilisation, secondé par une bonne distribution des moyens d'existence. Une nation parvenue à cet état doit l'emporter sur celle où il naîtrait plus d'enfants, dont la perte, très-multipliée, se réparerait aussi très-aisément,

mais qui, par cette destruction prématurée, fournirait en proportion moins de sujets pour l'âge adulte. Un accroissement dans cette partie de la population n'est qu'une charge pour l'État.

116. Les divers problèmes dont la solution est indiquée dans les numéros précédents, en supposant que la population soit stationnaire, ont été traités par Euler, en ayant égard aux changements qu'elle pourrait recevoir, par la différence entre le nombre des naissances et celui des décès (*). Je vais montrer comment on parvient à quelques-unes de ces formules, tant pour confirmer les principes posés dans les n°s 108 et 115, que pour donner une idée de ce genre de recherches.

Soit P la population à une époque donnée, N le nombre des naissances, M celui des morts, P′, N′, M′, P″, etc., les nombres analogues pour les années suivantes, et faisons $\frac{P}{N} = n$, $\frac{P}{M} = m$; il viendra

$$P = Nn, \quad P = Mm, \quad N = \frac{P}{n}, \quad M = \frac{P}{m},$$

d'où

$$P' = P + N - M = P + P\left(\frac{1}{n} - \frac{1}{m}\right) = P\left(1 + \frac{m-n}{mn}\right).$$

Si l'on suppose constants les rapports n et m, on aura de même

$$P'' = P'\left(1 + \frac{m-n}{mn}\right) = P\left(1 + \frac{m-n}{mn}\right)^2, \ldots,$$

et la population sera croissante ou décroissante, selon que $m > n$ ou $m < n$.

Si, pour abréger, on fait $1 + \frac{m-n}{mn} = q$, et que dans les équations

$$P' = nN', \quad P'' = nN'', \ldots,$$

(*) *Mémoires de l'Académie de Berlin*, année 1760, p. 144.

on mette pour P', P'', etc., leurs valeurs Pq, Pq^2, etc., puis pour P sa valeur nN, toutes les équations formées ainsi seront divisibles par n et donneront

$$N' = Nq, \quad N'' = Nq^2, \ldots;$$

on obtiendrait de même

$$M' = Mq, \quad M'' = Mq^2, \ldots.$$

Ces formules font voir que dans l'hypothèse établie la population, le nombre annuel des naissances et celui des décès suivent tous des progressions par quotient, dont la raison est la même. Il suffit donc de connaître par l'observation deux termes consécutifs de l'une de ces progressions pour en déterminer la raison; et rien ne sera plus aisé ensuite que de trouver en combien d'années la population s'est accrue dans un rapport donné.

Soit s ce rapport et r le nombre d'années écoulées depuis l'époque de P; on aura l'équation

$$Pq^r = sP \quad \text{ou} \quad q^r = s;$$

et, prenant les logarithmes, on obtiendra

$$r = \frac{\mathrm{l}s}{\mathrm{l}q}.$$

La rapidité de l'accroissement de la population dépend en grande partie de l'espace libre et productif sur lequel elle peut s'étendre et de l'augmentation des subsistances. Les États-Unis d'Amérique, réunissant ces deux avantages, paraissent doubler de population en vingt-cinq ans. On a lieu de croire que cet accroissement pourrait s'opérer en quinze ans dans le cas le plus favorable (*).

(*) *Essai sur le principe de la population*, par M. Malthus, t. I, p. 6-7 de la traduction française, et t. II, p. 240 et suiv.

Dans l'*Essai politique sur le royaume de la Nouvelle-Espagne*, par M. de Humboldt (p. 63 de l'édition in-4°), on trouve que le nombre annuel des morts étant représenté par 100, celui des naissances était 110 en France, 120 en Angleterre, 130 en Suède, 160 en Finlande, 166 en

117. Au moyen des relations obtenues dans l'article précédent, on détermine facilement la loi de mortalité lorsqu'on connaît N, q, M, et comment ce dernier nombre se décompose suivant les âges, c'est-à-dire si l'on a le nombre des morts de chaque âge à l'époque donnée. En désignant par

$$v_1, \quad v_2, \quad v_3, \ldots,$$

le rapport entre le nombre des individus de 1, 2, 3, etc., ans et le nombre des naissances, et par

$$M_0, \quad M_1, \quad M_2, \quad M_3, \ldots,$$

le nombre des décès avant l'âge de 1, 2, 3, etc., ans, on aura d'abord

$$v_1 = \frac{N - M_0}{N}, \quad \text{d'où} \quad M_0 = N(1 - v_1).$$

Si l'on remonte à l'année qui a précédé l'époque des nombres P, N, M (116), on trouvera $\frac{N}{q}$ pour le nombre des naissances d'où proviennent les enfants âgés de 2 ans; suivant la loi de mortalité, ce nombre a dû se réduire à $\frac{N}{q} v_1$ dès la première année, et à la deuxième devenir $\frac{N}{q} v_2$: on aura donc pour la mortalité, entre la première et la deuxième année,

$$M_1 = \frac{N}{q} v_1 - \frac{N}{q} v_2 = \frac{N}{q}(v_1 - v_2).$$

Remontant ensuite à deux ans avant l'époque donnée

Russie, 180 dans la Prusse occidentale, 210 dans le gouvernement de Tobolsk (d'après M. Hermann), 230 dans plusieurs parties du haut plateau du Mexique, 300 dans l'État de New-Jersey (États-Unis).

Cependant il faut observer que l'excédant des naissances sur les morts pourrait n'être qu'apparent dans plusieurs contrées dont beaucoup d'individus sortent pour n'y jamais rentrer; par exemple, les soldats enrôlés pour toute leur vie.

pour arriver à la naissance des enfants de 3 ans, le nombre correspondant des naissances est $\frac{N}{q^2}$; il se réduit à $\frac{N}{q^2}\nu_2$ à la deuxième année, puis à $\frac{N}{q^2}\nu_3$ à la troisième : donc la mortalité entre la deuxième et la troisième année sera $\frac{N}{q^2}(\nu_2 - \nu_3)$, et, par conséquent,

$$M_2 = \frac{N}{q^2}(\nu_2 - \nu_3).$$

En continuant ainsi, l'on trouvera toujours des équations de même forme, desquelles on tirera successivement

$$\nu_1 = 1 - \frac{M_0}{N},$$

$$\nu_2 = \nu_1 - \frac{M_1 q}{N} = 1 - \frac{M_0 + M_1 q}{N},$$

$$\nu_3 = \nu_2 - \frac{M_2 q^2}{N} = 1 - \frac{M_0 + M_1 q + M_2 q^2}{N},$$

$$\nu_4 = \nu_3 - \frac{M_3 q^3}{N} = 1 - \frac{M_0 + M_1 q + M_2 q^2 + M_3 q^3}{N},$$

. . . . . .

Lorsque $q = 1$, on a $M = N$, et les expressions ci-dessus se réduisent à

$$N\nu_1 = M - M_0,$$
$$N\nu_2 = M - M_0 - M_1,$$
$$N\nu_3 = M - M_0 - M_1 - M_2,$$
$$N\nu_4 = M - M_0 - M_1 - M_2 - M_3,$$

. . . . . .

c'est-à-dire que la Table de mortalité se déduit du nombre de décès partagé suivant les âges, ainsi qu'on l'a indiqué dans le n° 108.

118. Quand la loi de la mortalité est connue, celle de la population se détermine de même, en remontant aux naissances antérieures à l'époque de P, et réduisant cha-

cun de ces nombres suivant les années écoulées. Si l'on prend 100 pour le terme de la vie, on aura, pour les âges

$$0,\quad 1,\quad 2,\quad 3,\ldots,\quad 100,$$

les nombres d'individus

$$N,\quad \frac{N}{q}v_1,\quad \frac{N}{q_2}v_2,\quad \frac{N}{q_3}v_3,\ldots,\quad \frac{N}{q^{100}}v_{100},$$

et, par conséquent,

$$P = N + \frac{N}{q}v_1 + \frac{N}{q^2}v_2\ldots + \frac{N}{q^{100}}v_{100};$$

d'où

$$\frac{P}{N} = 1 + \frac{v_1}{q} + \frac{v_2}{q^2} + \frac{v_3}{q^3}\ldots + \frac{v_{100}}{q^{100}}.$$

Lorsque la population est stationnaire, q étant 1, on a, comme dans le n° 115,

$$P = N(1 + v_1 + v_2\ldots + v_{100}).$$

En substituant aux quantités 1, v_1, v_2, v_3, etc., la moyenne prise entre les deux qui se suivent immédiatement, savoir :

$$\frac{1}{2} + \frac{1}{2}v_1,\quad \frac{1}{2}v_1 + \frac{1}{2}v_2,\ldots,\quad \frac{1}{2}v_{99} + \frac{1}{2}v_{100},\quad \frac{1}{2}v_{100},$$

la formule ci-dessus se change en

$$P = N\left(\frac{1}{2} + v_1 + v_2 + \ldots + v_{100}\right),$$

qui est la règle indiquée dans le n° 115 (*).

(*) Si la loi de mortalité était exprimée par une formule comme celle de Lambert (112), on pourrait cesser de s'astreindre à placer tous les décès annuels à la même époque, et supposer que l'extinction des individus se fait d'une manière continue pendant toute la durée de l'année; mais il faudrait substituer des différentielles et des intégrales aux quantités et aux suites rapportées dans le texte, ainsi qu'on peut le voir dans la Note III et dans l'ouvrage publié par M. Duvillard sous le titre d'*Analyse et tableaux de l'influence de la petite vérole sur la mortalité*. C'est de la première Table de cet ouvrage qu'ont été extraites celles de l'*Annuaire* que j'ai citées.

Il faut encore remarquer que le polynôme qui multiplie N dans l'équation ci-dessus exprime la durée de la vie moyenne à partir de la naissance (113), et que, par conséquent, cette durée s'obtient aussi en divisant la population par le nombre des naissances (*).

119. Halley paraît être le premier qui ait fait voir comment on pourrait conclure d'une Table de mortalité les probabilités de la durée de la coexistence de plusieurs individus, de la durée des mariages, par exemple, connaissant l'âge de chacun des membres de l'association. Son procédé n'est autre que celui de la formation des probabilités composées (16).

Pour en montrer l'application au sujet proposé, cherchons les diverses probabilités relatives à 10 années d'association d'un individu de 25 ans avec un de 20. Il pourra arriver : ou qu'ils existent encore tous deux au bout des 10 années, ou qu'un seul vive, ou que tous deux soient morts. La Table de mortalité de l'*Annuaire*, réduite sur le pied de 1000 naissances, donne pour vivre 10 ans, à partir de 25 ans,

$$\text{la probabilité } \frac{404}{471}, \quad \text{sa contraire } 1 - \frac{404}{471} = \frac{67}{471};$$

à partir de 20 ans,

$$\text{la probabilité } \frac{438}{502}, \quad \text{sa contraire } 1 - \frac{438}{502} = \frac{64}{502}.$$

De ces probabilités simples résultent les probabilités com-

(*) Dans tout ce qui précède, on a supposé qu'il n'arrivait aucun changement à la population par le déplacement des individus, ou que ceux qui venaient habiter le pays compensaient exactement ceux qui le quittaient. Pour voir comment on tiendrait compte du mouvement extérieur de la population, on peut consulter l'introduction que M. Fourier a mise à la tête des *Recherches statistiques sur la ville de Paris et le département de la Seine*, 1821.

posées

$\frac{404}{471} \cdot \frac{438}{502}$ qu'ils existeront tous deux,

$\frac{67}{471} \cdot \frac{438}{502}$ que le plus âgé sera mort,

$\frac{404}{471} \cdot \frac{64}{502}$ que le plus jeune sera mort,

$\frac{67}{471} \cdot \frac{64}{502}$ que tous deux seront morts.

En général, si e et e' désignent les probabilités de l'existence de chaque individu au terme de l'association, f et f' les probabilités contraires, le développement de

$$(e+f)(e'+f') = ee' + e'f + ef' + ff' = 1$$

donnera

$$ee', \quad e'f, \quad ef', \quad ff' \quad .$$

pour les quatre probabilités énoncées ci-dessus. Quand on cherche seulement la probabilité que l'un quelconque des deux individus existera encore, on a

$$ee' + e'f + ef' = 1 - ff',$$

ce qui est plus simple lorsque les nombres f et f' sont les plus petits.

120. Avec ces probabilités, on peut dresser la Table de mortalité particulière à chaque association; si l'on en suppose, par exemple, 1000 formées à la fois, et que les probabilités simples e, e', f, f' se rapportent à la première année écoulée depuis, il y aura à la fin de cette année

1000 ee' associations qui subsisteront encore,
1000 $e'f$ associations où le plus jeune survivra,
1000 ef' associations où le plus âgé survivra,
1000 ff' associations où tous deux seront morts.

Calculant les mêmes nombres pour chaque année, on for-

mera une Table pareille à celle que M. Duvillard a construite pour les mariages sur les registres de la ville de Genève (*), et à l'aide de laquelle on déterminera la *durée probable* et la *durée moyenne* de l'association, comme la *vie probable* et la *vie moyenne* par la Table de mortalité des individus (110 et 113).

Pour donner plus d'exactitude à sa Table des mariages, M. Duvillard a pris e et f suivant la loi de mortalité particulière aux hommes, e' et f' suivant celle des femmes; mais ce soin, auquel il s'est borné, faute de pouvoir faire mieux, laissait encore quelque incertitude; car, dans les Tables ordinaires de mortalité, les décès des individus mariés sont confondus avec ceux des célibataires, et il y avait lieu de présumer que l'ordre de mortalité n'est pas le même pour ces deux classes.

Le dépouillement des registres de la paroisse de Saint-Sulpice, l'une des plus populeuses de Paris, avait présenté à cet égard un fait remarquable : dans le résultat de 29 années, le nombre des hommes célibataires et celui des hommes mariés ou veufs de tout âge étaient dans le rapport de 1 à 2; mais à l'âge de 90 ans, ce rapport n'était plus que de 9 à 43, presque de 1 à 5. Le nombre des filles et celui des femmes ou veuves de tout âge étaient dans le rapport de 1 à 4; mais à l'âge de 90 ans, ce rapport n'était plus que de 14 à 109, presque de 1 à 8 (**).

Les mêmes différences ont été remarquées en Angleterre et en Suède; ainsi il n'y a pas de doute que des Tables construites avec des observations faites immédiatement d'après les mariages mériteraient la préférence sur les nombres conclus par le procédé indiqué ci-dessus,

(*) *Recherches sur les emprunts*, p. 60. Voyez aussi dans les *Novi Commentarii Acad. Petrop.*, t. XII, p. 99, un Mémoire de Daniel Bernoulli, sur le même sujet.

(**) Page xxxij du Discours préliminaire de *la Dottrina degli azzardi*, déjà citée en note, p. 179.

et dispenseraient en outre de tout le calcul nécessaire pour obtenir ces derniers (*).

Voilà un exemple très-frappant et très-simple de ce que j'ai annoncé dans le n° 107 sur l'avantage des observations directes. Tant qu'on n'a connu, dans chaque lieu, qu'une loi générale de la mortalité, il a fallu supposer qu'elle convenait à peu près aux deux sexes; a-t-on fait la distinction des sexes, il a fallu supposer encore que la mortalité des personnes mariées différait peu de celle des célibataires; mais l'observation particulière de la durée des mariages et de leur dissolution dispense de toute hypothèse, en donnant immédiatement les probabilités dont on a besoin.

121. Les recherches sur les probabilités de la vie humaine ont trouvé une application bien importante dans les disputes qui se sont élevées sur l'inoculation de la petite vérole. Il y avait à résoudre deux questions décisives : premièrement, il fallait montrer combien l'inoculation conservait d'individus, afin de faire connaître de quelle utilité elle pouvait être à la société; et, considérant ensuite le sujet sous le rapport de l'intérêt personnel, il fallait balancer le danger que cette opération faisait courir à l'individu, suivant son âge, sa constitution, avec le danger de mourir de la petite vérole naturelle, plutôt que de toute autre maladie. Le premier de ces dangers, étant actuel, devait frapper beaucoup plus l'imagination que le second, réparti sur toute la durée de l'existence, et ne paraissant que dans l'éloignement. A cette distinction, d'Alembert voulait que l'on ajoutât la différence de prix que doivent avoir les années de la jeunesse, comparativement à celles d'un âge avancé; mais ici on retombe dans ces estimations vagues qui ne peuvent être l'objet d'aucun calcul exact.

(*) *Voyez* le Ier chapitre de l'ouvrage de M. Baily, cité en note p. 183.

On arriverait facilement à des déterminations précises sur l'une et l'autre des questions énoncées plus haut, si l'on connaissait le nombre des individus que la petite vérole attaque dans chaque année, avec leur âge, le nombre de ceux qui en meurent, et quelle serait la probabilité de mourir chaque année si la petite vérole était éteinte. Ce dernier élément a été conclu des données précédentes et des Tables ordinaires de mortalité, en retranchant du nombre total des morts de chaque âge celui des morts causées par la maladie, et divisant le reste par le nombre total des individus existants à cet âge; mais cela suppose que les individus éteints par la petite vérole n'auraient succombé à aucune autre maladie, s'ils eussent été préservés de celle-là, supposition qu'on pourrait bien ne pas admettre. Il paraît plus exact de comparer le nombre de décès occasionnés par d'autres maladies que la petite vérole, non pas à la totalité des individus de l'âge dont il s'agit, mais au nombre de ces individus diminué de ceux qui sont morts de la petite vérole, quoique ce ne soit pas encore tenir compte de la manière dont se seraient éteints ces derniers individus s'ils eussent été préservés de la petite vérole. Pour éviter ces objections, il faudrait déterminer immédiatement cette mortalité sur des individus soustraits à l'influence de la maladie. En choisissant ceux qui ont déjà eu la petite vérole, on pourrait néanmoins encore craindre que l'effet de cette maladie n'eût opéré dans leur constitution un changement d'après lequel leur ordre de mortalité ne fût pas le même que pour des individus préservés de toute autre manière; mais quoi qu'il en soit de ces difficultés, les résultats n'en conservent pas moins la même marche, et je ne les ai exposées que pour montrer combien le sujet est épineux. Je reviens aux données indiquées ci-dessus.

N étant toujours le nombre annuel des naissances, je désignerai par ν', ν'', ν''', etc., le nombre des individus

existants à 1, 2, 3, etc., ans; par α, α', α'', α''', etc., ceux qui sont attaqués de la petite vérole avant 1, 2, 3, etc., ans, et par μ, μ', μ'', μ''', etc., ceux qui en meurent. Le nombre de morts causées par d'autres maladies sera :

$$\begin{array}{ll} \text{de } 0 \text{ à } 1 \text{ an,} & N - \nu' - \mu, \\ \text{de } 1 \text{ à } 2 \text{ ans,} & \nu' - \nu'' - \mu', \\ \text{de } 2 \text{ à } 3 \text{ ans,} & \nu'' - \nu''' - \mu'', \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots & \ldots\ldots\ldots \end{array}$$

Les probabilités de mourir de ces maladies seront, dans la première hypothèse,

$$\frac{N - \nu' - \mu}{N}, \quad \frac{\nu' - \nu'' - \mu'}{\nu'}, \quad \frac{\nu'' - \nu''' - \mu''}{\nu''}, \ldots,$$

et dans la seconde,

$$\frac{N - \nu' - \mu}{N - \mu}, \quad \frac{\nu' - \nu'' - \mu'}{\nu' - \mu'}, \quad \frac{\nu'' - \nu''' - \mu''}{\nu'' - \mu''}, \ldots.$$

En général, qu'elles soient déduites, soit de ces expressions, soit des précédentes, ou de toute autre manière, désignons-les par m, m', m'', m''', etc.; après l'extinction de la petite vérole, un nombre N de naissances donnera $N(1 - m)$ enfants âgés de 1 an, $N(1 - m)(1 - m')$ enfants âgés de 2 ans, etc., nombres qui formeront la Table de mortalité correspondante à cet état de choses; et en la comparant à la suite des nombres N, ν', ν'', ν''', etc., on en déduira le nombre des individus qui sont conservés dans chaque âge, l'augmentation de vie moyenne gagnée par eux en particulier, et celle qui en résulte pour tous les individus. Connaissant d'ailleurs le rapport du nombre des mariages à celui des individus nubiles, et le rapport du nombre annuel des mariages aux naissances, on obtiendrait l'accroissement produit dans les naissances par les individus conservés : ce serait le gain de la population; mais pour qu'il ait réellement lieu, il faut que la facilité de subsister croisse aussi dans le même rapport.

122. Dans l'état présent, α individus prenant la petite vérole de o à 1 an, et μ y succombant, il résulte pour cette première année les probabilités $\frac{\alpha}{N}$ de prendre la petite vérole, $\frac{\alpha}{N} \times \frac{\mu}{\alpha} = \frac{\mu}{N}$ d'en mourir (16), et $\frac{N-\alpha}{N}$ de n'en être pas atteint.

Des $N-\alpha$ individus qui ne l'ont point la première année, la mortalité causée par les autres maladies n'en laissera que $(N-\alpha)(1-m)$; sur ce nombre, α' prendront la petite vérole dans la seconde année, et μ' y succomberont; ainsi on aura, pour cette seconde année, les probabilités $\frac{\alpha'}{(N-\alpha)(1-m)}$ de prendre la petite vérole, $\frac{\mu'}{(N-\alpha)(1-m)}$ d'en mourir, et $1-\frac{\alpha'}{(N-\alpha)(1-m)}$ de n'en être pas attaqué. Le nombre des individus qui ne seront pas atteints étant alors $(N-\alpha)(1-m)-\alpha'$, se réduira par les autres maladies à $[(N-\alpha)(1-m)-\alpha'](1-m')$, de la seconde à la troisième année. En continuant ainsi, on calculera les probabilités correspondantes à chaque année.

Si, pour abréger, on désigne par ε', ε'', ε''', etc., le nombre des individus qui ne sont pas encore atteints de la petite vérole au commencement de chaque année, les probabilités d'en mourir seront, pour la première, la seconde, la troisième, etc., année,

$$\frac{\mu}{N},\quad \frac{\mu'}{\varepsilon'},\quad \frac{\mu''}{\varepsilon''},\ldots;$$

les probabilités d'être du nombre des individus qui n'en ont pas encore été attaqués seront, au commencement des années 1, 2, 3, etc.,

$$\frac{\varepsilon'}{N},\quad \frac{\varepsilon''}{\varepsilon'},\quad \frac{\varepsilon'''}{\varepsilon''},\ldots,$$

d'où il suit que les probabilités d'en mourir dans 1, 2, 3, etc., ans, à partir de la naissance, seront

$$\frac{\varepsilon'}{N}\cdot\frac{\mu'}{\varepsilon'}=\frac{\mu'}{N},\quad \frac{\mu''}{N},\quad \frac{\mu'''}{N},\ldots,$$

et en partant de 1 an,

$$\frac{\mu'}{\varepsilon'},\quad \frac{\mu''}{\varepsilon'},\quad \frac{\mu'''}{\varepsilon'},\ldots,$$

résultats qu'on peut appliquer à toutes les années, en accentuant, d'après le numéro de ces années, les quantités ε et μ. La somme

$$\frac{\mu'+\mu''+\mu'''+\ldots}{\varepsilon'}$$

de ces probabilités, poussée jusqu'à la plus longue durée de la vie, donnera le risque de mourir de la petite vérole, rapporté à l'âge d'où l'on part. Ce risque est celui qui devait être comparé au risque de mourir de la petite vérole inoculée, pour estimer l'avantage que l'inoculation offrait à l'individu qui voulait s'y soumettre.

123. Il serait aisé de tirer de ces calculs le nombre des individus de chaque âge qui meurent sans avoir eu la petite vérole, la durée moyenne de leur vie, et beaucoup d'autres conséquences, développées par M. Duvillard, dans l'ouvrage cité, p. 190, mais dont le détail n'entre pas dans mon plan.

Daniel Bernoulli, par son éminente sagacité, suppléa aux données précédentes qui lui manquaient, en s'appuyant toutefois sur deux hypothèses que les faits n'ont pas confirmées, savoir : que le danger d'être attaqué de la petite vérole était le même pour tous les âges, ainsi que le danger d'y succomber (*) ; mais l'avantage était d'ailleurs si considérable, qu'il demeurait encore très-évident

(*) *Mémoires de l'Académie des Sciences de Paris*, année 1760, p. 1.

malgré ce défaut, que M. Duvillard, aidé des observations multipliées faites postérieurement au Mémoire de Bernoulli, a entièrement évité. Voici quelques-uns des principaux résultats qu'il a obtenus.

On trouve aux pages 142 et suivantes de son ouvrage : 1° que dans l'état naturel, sur 1 000 000 d'enfants naissants, 85 685 mourront tôt ou tard de la petite vérole, et que la vie moyenne de ceux-ci sera de $3^{\text{ans}},9$; 2° que si cette maladie avait disparu, la vie moyenne des enfants de 4 ans s'élèverait à $44^{\text{ans}},7$, et que dans cet ordre de choses, que l'auteur appelle l'*état non variolique*, la vie moyenne des enfants naissants serait de $32\frac{1}{4}$ ans au lieu de $28\frac{3}{4}$ ans (**114**) ; la population, qui, pour 1 000 000 de naissances, ne monte qu'à 28 763 000 individus, s'élèverait à 32 256 000. Tels seraient les effets de la *vaccine*, si la pratique en devenait générale. Et qui pourrait empêcher qu'il n'en fût ainsi, puisqu'elle est d'une extrême facilité, qu'elle ne présente aucun danger, que le nombre des épreuves directes et inverses auxquelles elle a déjà été soumise constate son utilité, par une probabilité très-approchante de l'unité, et appréciable par les calculs les plus simples ?

124. Ce n'est pas pour la petite vérole seulement que les médecins ont formé des tableaux d'observations : il y a déjà quelques ouvrages où l'on a suivi cette méthode, la seule qui soit vraiment démonstrative, puisque la médecine ne se compose en grande partie que de faits déduits immédiatement de l'observation, qui seule a fait remarquer et a constaté l'effet des remèdes spécifiques les mieux reconnus pour tels. Les efforts de la nature se combinent de tant de manières avec les diverses méthodes curatives, qu'aucune de ces méthodes n'est peut-être entièrement dépourvue de succès, au moins apparents. C'est donc par la comparaison du nombre de ces succès

avec le nombre total des maladies traitées suivant chaque méthode, et des maladies abandonnées à la nature (si ce dernier cas pouvait avoir lieu), qu'on doit assigner le mérite relatif de ces méthodes et répondre aux objections renouvelées sans cesse contre la médecine. M. Pinel et plusieurs autres médecins ont fait connaître les résultats obtenus dans les hôpitaux où se traite l'aliénation mentale. En 1789, M. William Black, médecin anglais, a publié la seconde édition d'une *Analyse arithmétique et médicale des maladies et de la mortalité de l'espèce humaine* (*An arithmetical and medical Analysis, etc.*). C'est par la continuation et l'extension d'un pareil travail que l'on pourra constater irrévocablement si la médecine fait des progrès réels : les hôpitaux, plus nombreux et beaucoup mieux tenus que dans le siècle dernier, offrent à cet égard de grandes facilités (*).

Des Rentes viagères et des Assurances sur la vie et sur les choses.

125. Les probabilités de la vie humaine, combinées avec l'accroissement des fonds placés à intérêt composé, ont donné lieu aux *rentes viagères*, aux *assurances sur la vie*, aux *caisses d'épargne*, et en général à toutes les spéculations par lesquelles on se procure, soit pour le présent, soit pour l'avenir, des avantages pécuniaires

(*) On a tant calomnié l'esprit philosophique, c'est à-dire la raison appliquée à tout ce qui intéresse la société, qu'il doit être permis de rappeler les faits évidents qui parlent en sa faveur. L'un des plus frappants est l'amélioration du sort des malades dans les hôpitaux, due aux efforts d'hommes bien connus pour n'être mus que par une philanthropie purement humaine. C'est par leurs soins, et dans un temps difficile, qu'a cessé l'entassement des malades dans un même lit à l'*Hôtel-Dieu*, que les mesures ont été prises pour diminuer la mortalité effrayante des enfants trouvés, qu'ont été formés des hospices séparés pour l'accouchement et l'allaitement, et beaucoup d'autres institutions d'ordre et de bienfaisance

dépendants des chances de la mortalité. L'importance de ces théories a multiplié beaucoup les questions qui s'y rapportent et les auteurs qui en ont traité : on ne doit donc s'attendre à trouver ici que les indications nécessaires pour montrer comment le sujet se rattache au calcul des probabilités ; et la solution des problèmes les plus simples suffira pour cela.

Considérons, premièrement, chacun des ν individus compris dans une Table de mortalité, à un âge donné, comme propriétaire d'une rente viagère s, ou comme devant toucher annuellement cette somme pendant toute la durée de sa vie ; celui qui est chargé de payer ces rentes, et que je nommerai le *banquier*, donnera à la fin de la première année la somme $\nu' s$; à la fin de la deuxième, $\nu'' s$; à la fin de la troisième, $\nu''' s$, et ainsi de suite, ν', ν'', ν''', etc., désignant le nombre des individus existants à la fin de ces années. Si t représente le taux de l'intérêt, ces sommes, rapportées au commencement de la première année (*voyez* les *Éléments d'Algèbre*), deviendront respectivement

$$\frac{\nu' s}{1+t}, \quad \frac{\nu'' s}{(1+t)^2}, \quad \frac{\nu''' s}{(1+t)^3}, \ldots,$$

et ainsi de suite, jusqu'à l'âge où finit la Table de mortalité. En les ajoutant on aura la valeur totale de ce qu'ont dû payer les individus existants à la première époque pour acquérir ces rentes : chacun d'eux aura donc payé

---

qu'il serait trop long de détailler ici. Dans ce XVIIe siècle si vanté, la mortalité de l'Hôtel-Dieu de Paris était le scandale des étrangers : il y périssait plus de 3000 malades par an, faute de soins. (Voyez *Essay tending to prove that in the Hospital called* l'Hostel-Dieu *at* Paris, *there die above* 3000 per annum, *by reason of ill accomodation* (1687) ; *several Essays, etc.;* by William Petty, édit. de 1755, p. 63.)

Le zèle religieux, comme la pitié, peut sans doute prodiguer les secours; mais la raison seule, les dispensant avec impartialité, établissant l'économie par l'ordre, sait faire participer le plus grand nombre d'individus au bienfait, et préparer dans le présent des ressources pour l'avenir.

pour sa part,

$$\frac{1}{v}\left[\frac{v's}{1+t}+\frac{v''s}{(1+t)^2}+\frac{v'''s}{(1+t)^3}+\cdots\right]$$
$$=\frac{s}{v}\left[\frac{v'}{1+t}+\frac{v''}{(1+t)^2}+\frac{v'''}{(1+t)^3}+\cdots\right]=\mathrm{S}.$$

La somme S est le *capital* de la rente viagère s; c'est aussi la valeur moyenne des sommes payées par le banquier, réparties entre tous les individus de la Table, de manière qu'il n'éprouvera ni perte ni gain, si l'extinction des rentiers a lieu conformément aux nombres marqués dans cette Table.

La formule de l'espérance mathématique donne la même expression pour S, en ne considérant si l'on veut qu'un seul rentier; car les sommes éventuelles rapportées à la première époque, étant

$$\frac{s}{1+t},\quad \frac{s}{(1+t)^2},\quad \frac{s}{(1+t)^3},\ldots,$$

et les probabilités que le rentier existera à la fin des années

$$1,\quad 2,\quad 3,\ldots,$$

étant

$$\frac{v'}{v},\quad \frac{v''}{v},\quad \frac{v'''}{v},\ldots,$$

son espérance mathématique sera

$$\frac{v'}{v}\frac{s}{1+t}+\frac{v''}{v}\frac{s}{(1+t)^2}+\frac{v'''}{v}\frac{s}{(1+t)^3}+\cdots$$
$$=\frac{s}{v}\left[\frac{v'}{1+t}+\frac{v''}{(1+t)^2}+\frac{v'''}{(1+t)^3}+\cdots\right],$$

valeur de S trouvée ci-dessus.

126. Ces deux manières de mettre le problème en équation doivent rappeler les réflexions du n° 84, et montrer comment le sort de l'emprunteur qui se charge d'une seule rente viagère diffère de celui du banquier

payant un nombre de rentiers assez considérable pour que leurs décès suivent l'ordre indiqué par la Table de mortalité. La première entreprise est bien hasardeuse ; l'autre, au contraire, l'est peu, si toutefois la Table de mortalité a été construite ou choisie d'après la classe d'individus qui doivent composer les rentiers. Quand il s'agit d'un emprunt public à rentes viagères, on doit bien se garder d'employer la Table de mortalité générale, pour une grande capitale ; car ce ne sont guère que des individus choisis qui s'intéressent à ces emprunts : aussi sont-ils très-onéreux à l'État qnand on donne le même taux *sur toutes têtes,* c'est-à-dire pour un âge quelconque, comme on l'a fait en France vers 1780, ce qui a produit la spéculation suivante.

Des banquiers, ayant remarqué l'avantage que les femmes avaient à Genève sur les hommes, par rapport à la durée moyenne de la vie, en ont fait choisir par des médecins un certain nombre ayant déjà subi les épreuves de la petite vérole, de la rougeole, dont la constitution paraissait la meilleure, et dont ils pouvaient surveiller la conduite. C'est sur ces têtes qu'ils ont placé leurs fonds, dont ils ont formé un seul capital, divisé en actions, par un arrangement fait entre eux, de manière à pouvoir associer un grand nombre de personnes à leur spéculation. Recevant 9 pour 100 d'intérêt, ils pouvaient donner 7 pour 100, ce qui était au-dessus de l'intérêt légal, et les 2 pour 100 qui leur restaient, étant placés à intérêt composé, à 5 pour 100 seulement, devaient en 26 ans reformer le capital. Or la vie probable des femmes de Genève, prise à l'âge de 20 ans, surpasse beaucoup ce terme, puisqu'elle s'élève à 40; et de plus, comme ce n'est là que le terme moyen, pris sur toutes les professions, il y a bien lieu de croire que celui des sujets choisis par les banquiers dont nous parlons aurait été plus fort, en sorte qu'on ne s'éloignerait pas beaucoup de la vérité

en prenant pour leur profit ce que serait devenu le capital au bout de 40 ans, et alors il se serait plus que doublé.

Ce n'est là qu'un aperçu; car pour avoir la vraie mesure du désavantage de l'emprunteur dans le cas actuel, il faudrait connaître avec précision l'ordre de mortalité des individus de la classe dont il s'agit, et calculer à quel taux devrait être l'intérêt de l'argent, pour qu'ils pussent obtenir 9 pour 100 en rentes viagères. La solution de cette question dépendrait de l'équation du n° 125; les données seraient v, v', v'', v''', etc.; on aurait $s = \frac{9S}{100}$, S disparaîtrait comme facteur commun aux deux membres, et il viendrait

$$1 = \frac{9}{100v}\left[\frac{v'}{1+t} + \frac{v''}{(1+t)^2} + \frac{v'''}{(1+t)^3} + \ldots\right],$$

équation de laquelle il faudrait tirer la valeur de t, ce qui ne pourrait se faire que par des tâtonnements assez laborieux, si l'on n'avait pas déjà un grand nombre de Tables construites d'après divers ordres de mortalité, et pour divers taux d'intérêt

127. Il est évident que de simples opérations arithmétiques suffisent pour calculer la valeur de S et résoudre la question directe, en ayant même égard à une circonstance que j'ai négligée, pour plus de simplicité. J'ai supposé, dans la construction de la formule du n° 125, que les décès des rentiers avaient lieu à la fin de chaque année; mais comme il n'en est pas ainsi, et que l'on paye aux héritiers une partie de la rente proportionnelle au temps que le rentier a vécu, il faudra, pour compenser cette différence, substituer $\frac{1}{2}(v+v')$ à v', $\frac{1}{2}(v'+v'')$ à v'', etc. Si l'on voulait établir la loi de continuité dans les décès, il faudrait substituer aux nombres v, v', v'',..., une expression générale de la loi de mortalité (112), et recourir au calcul intégral. (*Voyez* la Note III.)

Le plus souvent on n'emploie, pour abréger le calcul, que la distinction des périodes pendant lesquelles il est permis de regarder le nombre annuel des morts comme constant. En désignant ce nombre par m, il vient

$$v' = v - m, \quad v'' = v - 2m, \quad v''' = v - 3m, \ldots,$$

ce qui change la valeur de S en

$$S' = \frac{s}{v}\left[\frac{v-m}{1+t} + \frac{v-2m}{(1+t)^2} + \frac{v-3m}{(1+t)^3} + \cdots\right].$$

Cette expression se décompose dans les deux suites

$$\frac{s}{1+t}\left[1 + \frac{1}{1+t} + \frac{1}{(1+t)^2} + \cdots + \frac{1}{(1+t)^{n-1}}\right]$$
$$-\frac{sm}{v(1+t)}\left[1 + \frac{2}{1+t} + \frac{3}{(1+t)^2} + \cdots + \frac{n}{(1+t)^{n-1}}\right],$$

n représentant le nombre d'années de la période. Si, pour abréger, on fait $\frac{1}{1+t} = q$, la première suite, qui est une progression par quotient, deviendra

$$qs[1 + q + q^2 + \ldots + q^{n-1}] = qs\frac{1-q^n}{1-q};$$

et la seconde se changeant en

$$-\frac{qsm}{v}[1 + 2q + 3q^2 + \ldots + nq^{n-1}],$$

on posera

$$1 + 2q + 3q^2 + \ldots + nq^{n-1} = \int;$$

multipliant les deux membres de cette équation par q, il viendra

$$q + 2q^2 + 3q^3 + \ldots + nq^n = \int q;$$

puis, ajoutant au premier membre la progression par quotient

$$1 + q + q^2 + q^3 + \ldots + q^n,$$

et au second, $\frac{1-q^{n+1}}{1-q}$, somme de cette progression, on

obtiendra

$$1 + 2q + 3q^2 + 4q^3 + \ldots + (n+1)q^n = \int q + \frac{1 - q^{n+1}}{1 - q}.$$

Observant alors que

$$1 + 2q + 3q^2 + 4q^3 + \ldots + (n+1)q^n = \int + (n+1)q^n,$$

on formera l'équation

$$\int + (n+1)q^n = \int q + \frac{1 - q^{n+1}}{1 - q};$$

d'où l'on déduira

$$\int = \frac{1 - q^{n+1}}{(1-q)^2} - \frac{(n+1)q^n}{1 - q} \text{ (*)}.$$

Au moyen de cette dernière somme et de celle de la première suite, on a enfin

$$S' = \frac{qs(1 - q^n)}{1 - q} - \frac{qsm}{v}\left[\frac{1 - q^{n+1}}{(1-q)^2} - \frac{(n+1)q^n}{1 - q}\right],$$

formule où il ne reste plus qu'à mettre pour q sa valeur $\frac{1}{1+t}$, et opérer quelques réductions, auxquelles je ne m'arrêterai pas. En l'appliquant à chaque période, depuis l'âge d'où l'on part jusqu'à la fin de la Table de mortalité, la somme des valeurs trouvées pour S′ donnera celle de S. L'hypothèse de Moivre (112) est commode en ce qu'elle ne fait qu'une seule période, à partir de 22 ans.

128. Comme le plus souvent c'est une Table de rentes viagères que l'on construit pour tous les âges, Euler, dans le Mémoire cité p. 186, a trouvé commode de dériver le

---

(*) On parvient bien facilement à ce résultat par le calcul différentiel; car il est visible que

$$1 + 2q + 3q^2 + \ldots + nq^{n-1} = \frac{d(1 + q + q^2 + \ldots + q^n)}{dq} = -\frac{d\,\frac{1 - q^{n+1}}{1 - q}}{dq}.$$

On trouvera de même la somme des séries analogues dans un ordre quelconque.

taux relatif à un âge du taux relatif à l'âge suivant. Si l'on substitue des numéros inférieurs désignant les âges aux accents dont les v sont affectés dans la formule du n° 125, on aura pour l'âge n,

$$S_n = \frac{s}{v_n}\left[\frac{v_{n+1}}{1+t} + \frac{v_{n+2}}{(1+t)^2} + \frac{v_{n+3}}{(1+t)^3} + \cdots\right],$$

et pour l'âge $n+1$,

$$S_{n+1} = \frac{s}{v_{n+1}}\left[\frac{v_{n+2}}{1+t} + \frac{v_{n+3}}{(1+t)^2} + \cdots\right],$$

l'âge le plus avancé de la Table de mortalité donnant le dernier terme de ces suites. Si l'on divise la seconde équation par $1+t$, qu'on multiplie les deux membres de la première par v_n, ceux de la seconde par v_{n+1}, et qu'on retranche les produits terme à terme, il restera seulement l'équation

$$v_n S_n - \frac{v_{n+1}}{1+t} S_{n+1} = s\,\frac{v_{n+1}}{1+t},$$

qui fera connaître S_n par le moyen de S_{n+1}, et pourra servir à calculer les valeurs du capital de la rente s, en commençant par l'âge le plus avancé. Assez ordinairement on fait $s = 1$ franc, ou $= 100$ francs.

129. Les rentes sur deux têtes se calculent d'une manière analogue, en substituant aux probabilités $\frac{v'}{v}$, $\frac{v''}{v}$, etc., du n° 125, les valeurs successives de la quantité

$$ee' + c'f + ef' = 1 - ff',$$

qui, dans le n° 119, exprime la probabilité de l'existence de l'une quelconque des deux têtes sur lesquelles la rente est constituée, ou bien en appliquant à une Table indiquant la loi suivant laquelle s'éteignent un nombre donné d'associations d'âges donnés, les considérations par lesquelles commence le n° 125.

aux employés dans certaines administrations, pour leur assurer des pensions de retraite.

Si la caisse doit donner des secours en maladie, il faudra introduire dans le second membre les produits de ces sommes, réduites à la même époque et multipliées chacune par la probabilité de les délivrer. Cette probabilité doit se conclure des observations faites avec soin, sur le nombre et la durée moyenne des maladies dans la classe d'individus à laquelle la caisse est particulièrement affectée.

L'utilité de semblables établissements est si évidente, que de simples ouvriers laborieux et économes se sont réunis pour en former. Quoiqu'ils n'eussent pas tous les éléments nécessaires pour asseoir leurs calculs, et que leur petit nombre ne leur donnât pas autant d'assurance qu'une réunion plus considérable, cependant plusieurs de ces réunions ont prospéré. Toutes ont senti l'avantage qu'elles auraient à s'étendre; mais, comme on peut le voir par les intéressants Rapports qu'a faits sur ce sujet, à la Société Philanthropique, M. Dupont de Nemours, presque toutes ont craint d'attirer les regards, de peur d'être atteintes par la versatilité des systèmes financiers de l'État; car ce n'est que par une grande sûreté dans les placements que ces caisses peuvent prospérer. L'idée de les lier avec l'administration du *Mont-de-Piété,* comme l'a proposé M. Mourgue, dans le plan qu'il a présenté à l'Institut, serait très-heureuse si cette administration, qui peut faire l'emploi des plus petites sommes, et dont les capitaux sont dans un mouvement continuel, demeurait indépendante des fonds publics (*).

132. La forme des caisses affectées aux pensions des veuves peut varier aussi de plusieurs manières; mais il

(*) *Plan d'une caisse de prévoyance et de secours.*

suffit de considérer la forme la plus simple, pour pouvoir, au moyen de ce qu'on a vu dans les articles précédents, se faire une idée de la manière de traiter les autres. Que chaque homme marié donne, soit en se mariant, soit annuellement, une somme, sous la condition que s'il meurt sa veuve recevra, soit une somme, soit une rente donnée; on exprimera facilement les relations de ces sommes, en les réduisant toutes à la même époque, et en les multipliant ensuite par la probabilité de les payer.

Si la condition est un seul payement à faire par chaque membre de l'association et par la caisse, il suffira de substituer au nombre ν, dans la première équation du n° 131, le nombre ee' du n° 119, calculé d'après des Tables appropriées à la classe d'individus dont il s'agit, et aux nombres ν_n, ν_{n+1}, etc., celui des femmes qui deviennent veuves chaque année, lequel est la différence des valeurs de $e'f$ d'une année à l'autre.

Si les payements sont faits annuellement, tant par les associés que par la caisse, alors c'est la seconde équation du n° 131 qu'il faut employer, en substituant aux ν, ν_1, ν_2, etc., du premier membre, les valeurs successives de ee' (119), et aux ν_n, ν_{n+1}, etc., du second membre, celles de $e'f$, qui désignent le nombre de veuves existantes à la fin de chaque année.

133. Ces exposés sommaires n'ayant pour but que de faire connaître les relations des diverses manières de combiner l'intérêt de l'argent avec les chances de la mortalité, et les moyens qu'on peut employer pour résoudre les questions qui s'y rapportent, je renvoie aux auteurs qui en ont traité particulièrement, à la tête desquels il faut placer Euler, pour son ouvrage sur les *Caisses des veuves*; mais je ne dois pas omettre de faire observer que si, dans les emprunts, l'équité exige qu'on rende aux prêteurs tout ce que leur assigne la formule de l'espé-

rance mathématique, il n'en saurait être de même dans les caisses établies pour les épargnes, les secours, etc. Celles-ci ont des frais d'administration qui doivent être supportés par tous les membres de l'association. De plus, tant que l'association est peu nombreuse, la caisse doit prendre quelque avantage, afin de parvenir à former un fonds qui puisse parer aux irrégularités que la succession des événements présente par intervalles, ou bien elle risquerait de se trouver hors d'état de remplir les conditions qu'elle s'est imposées. Elle donnera donc un intérêt moins fort que le taux ordinaire, ou fera une retenue sur les sommes payées par les sociétaires. La réunion de ces bénéfices, multipliés par les probabilités qui leur correspondent, compose l'avantage du banquier, comme pour la loterie et les jeux; mais sa détermination exige encore qu'on distingue le cas où la caisse n'emploie à faire son service que les fonds qu'elle a reçus, et celui où le banquier a entrepris, à ses risques et périls, de faire ce service sur ses propres fonds, au moyen du bénéfice qu'on lui alloue (*).

(*) Après avoir négligé pendant trop longtemps d'imiter des établissements utiles que nous voyions prospérer chez nos voisins, nous paraissons nous y porter avec un engouement que des spéculateurs s'efforcent de mettre à profit, en variant de toute manière les formes qui peuvent faire naître des espérances, ou plutôt des illusions enivrantes. Il serait donc convenable qu'on répandît à ce sujet des lumières propres à éclairer sur des déceptions qui peuvent nuire, non-seulement aux particuliers qui en seraient les victimes, mais aux établissements équitables et désintéressés, dont la conservation importe beaucoup au bien de la société.

Le point fondamental de ces instructions serait de faire connaître avec précision la nature et les avantages des diverses formes de cumulations d'épargnes et de remboursements, afin de montrer celles qui sont le plus favorables à l'intérêt des familles et à l'acquisition des habitudes qu'on doit encourager. D'abord on doit placer en première ligne les caisses d'épargne dans lesquelles on reçoit de petites sommes pour les accumuler, et rendre le produit entier à des époques plus ou moins éloignées, comme l'établissement des enfants, l'âge avancé du père de famille. Ici, lorsque l'emploi des fonds de la caisse a été sage, il y a peu ou point de risques à courir; le travail et la bonne conduite ont leur

134. C'est à ce dernier cas que se rapportent les compagnies qui assurent les marchandises et les vaisseaux, contre les risques de mer ou de guerre, les maisons, contre les incendies, la valeur des récoltes, contre les intempéries des saisons, et en général tous les genres de commerce qui dépendent d'événements soumis au hasard. Celui qui se livre à de pareilles spéculations doit trouver dans le taux qu'il exige, premièrement une probabilité

---

récompense, qui tourne tout entière au profit de la famille, et par conséquent de la société.

Malheureusement ce mode est trop peu productif quand les économies qu'on peut faire sont faibles : on a donc voulu, pour en augmenter le résultat, les combiner avec les chances de la mortalité ; et considérant toujours l'activité et le travail comme la ressource immanquable et nécessaire des familles peu aisées, on s'est borné à préparer des secours pour des malheurs imprévus : de là sont nées les *assurances sur la vie* et les *caisses des veuves*, par lesquelles on assure à des survivants une somme une fois payée ou une pension pour suppléer, pendant un temps plus ou moins long, au travail du père de famille. De tels établissements se recommandent par eux-mêmes sous tous les rapports, puisqu'ils encouragent le sentiment le plus noble et le plus utile à la société, la bienveillance pour nos proches.

Que, par des circonstances de leur vie, des individus sans famille, ou n'ayant que des parents aisés, se décident, pour améliorer plus sensiblement leur position, à faire des placements viagers, ce mode, moins digne d'être encouragé que les précédents, est encore bien préférable aux tontines ; car, dans l'un comme dans l'autre, le fonds est perdu pour les héritiers ; mais du moins dans le premier, où le remboursement de ce fonds s'effectue à mesure que la vie du rentier se prolonge, il obtient beaucoup plus tôt un revenu meilleur que celui qu'il tirerait de la tontine, et ne perd que l'espérance frivole d'un revenu exagéré, auquel atteint à peine un petit nombre d'individus privilégiés, ou celle d'une riche succession, encore plus difficile à recueillir.

Il n'est donc pas possible de voir dans les tontines autre chose que de véritables loteries dont les inventeurs s'adressent à la cupidité des actionnaires, et à cette passion de tenter les hasards qui est la source de tant de désordres dans les jeux. Si les inconvénients des tontines sont moindres, c'est parce que le tirage, ou la décision du jeu, n'a lieu qu'à une époque très-éloignée ; mais dès leur origine il a été reconnu que leurs chances n'étaient propres qu'à endormir l'activité de ceux qui s'y étaient intéressés.

A ces observations morales sur l'effet des tontines, relativement aux

très-considérable de ne pas entamer ses fonds au delà d'une certaine limite, afin de pouvoir continuer suffisamment sa spéculation; secondement, une probabilité assez grande d'obtenir un profit au moins égal à l'intérêt que ses capitaux lui auraient rapporté dans un placement qui ne lui eût fait courir aucun danger, plus un salaire auquel lui donne droit le travail qu'exige de lui son entreprise.

Le premier élément à déterminer ici est le risque de perte et la probabilité de succès. Il ne serait pas aisé de

---

rentiers, il faut joindre la difficulté de les amener à l'état d'un jeu égal, en les assujettissant aux règles du calcul des probabilités. Leurs auteurs, ne cherchant guère qu'à présenter des chances séduisantes, sans s'astreindre à la détermination exacte des probabilités qui dépendent d'opérations presque impraticables par leur longueur, se bornent à réunir les associés en classes dont l'étendue est telle, que les plus jeunes ont sur les autres un avantage très-marqué; vient ensuite la difficulté de partager les fonds à l'expiration de chaque classe ou de la tontine. Pour échapper à ces embarras, il n'y aurait qu'une seule manière, ce serait de ne grouper ensemble que des individus de même âge, dans les mêmes circonstances, d'assigner l'héritage de chaque classe au dernier survivant; mais c'est un mode impraticable dans des associations formées d'un nombre peu considérable d'individus, et il est bien à désirer que ce nombre demeure toujours renfermé dans des limites très-étroites.

Parmi les raisons qu'on a fait valoir en faveur des tontines, on n'a pas manqué de dire que, par leur moyen, le capital était conservé; mais peut-on dire que celui des rentes viagères soit perdu pour la société? Le rentier qui a eu plus d'aisance, consommant à raison de son revenu, a contribué au mouvement de l'industrie et du commerce, et c'est là tout ce que la société peut demander en général. Que lui importe qu'un particulier devienne très-riche, tandis que d'autres languiront dans le besoin? Le but de la société est, ou doit être, de distribuer le mieux qu'il est possible entre ses membres les douceurs que procure la civilisation, et non pas de les accumuler dans un petit nombre de mains, en favorisant l'établissement des grandes fortunes aux dépens des petites.

Ceux qui désireront plus de développement sur ce sujet pourront consulter le *Moniteur* du 4 octobre 1821, qui contient un Rapport fait à l'Académie des Sciences, dans lequel M. Fourier a exposé avec étendue les principes rationnels pour juger les divers genres de placements. Quant au calcul et aux données sur lesquels ce calcul est fondé, nous renverrons à l'ouvrage que M. Francis Baily a publié sous le titre de *the Doctrine of life annuities and assurances, etc.*, déjà cité p. 183.

dire comment on s'y est pris à l'égard des risques maritimes; car je ne sache pas qu'on ait dressé des listes exactes et longtemps continuées des vaisseaux qui se sont perdus, ou qui ont été pris dans différentes guerres. La construction et le dépouillement de ces listes exigeraient beaucoup de détail, puisque, dans la classification des événements, il faudrait considérer le lieu et le temps, soit du départ, soit de l'arrivée, la force du vaisseau, celle de l'équipage. Le détail de la valeur des pertes serait encore plus considérable, puisqu'on assure non-seulement le corps du navire, mais les marchandises qu'il porte, et qu'on répond des avaries que ce corps ou ces marchandises peuvent éprouver. Il ne paraît même pas possible d'apprécier avec quelque exactitude cette foule de circonstances; mais il est vraisemblable que les profits du commerce maritime ayant été d'abord très-considérables, les négociants, dans la vue de se procurer des rentrées certaines, ont pu faire sur ces profits des sacrifices assez grands pour tenter des spéculateurs hardis. L'exemple des gains que ceux-ci ont faits leur a bientôt donné des concurrents; d'un autre côté, le bénéfice des marchands devenant moindre, et les dangers diminuant par le perfectionnement de la navigation, les uns ont appris de l'expérience ce qu'ils devaient abandonner, et les autres ce qu'ils devaient exiger, pour ne pas trop compromettre leur fortune (*).

(*) J'ai vu dans un Mémoire manuscrit, dont l'auteur paraissait assez au fait de la pratique des assurances maritimes, que le risque en temps de paix était estimé à $\frac{1}{66}$ dans les cas les plus ordinaires, ce qui exigeait une prime de $1\frac{1}{2}$ pour 100. On trouve dans les *Annales de Chimie et de Physique* un extrait du *Tableau des Régions arctiques*, par M. Scoresby, où sont rapportés des faits qui donnent la mesure du danger de pertes pour les bâtiments hollandais et anglais qui vont pêcher la baleine vers le Spitzberg et la baie de Baffin. C'était d'abord 4 sur 100 ou $\frac{1}{25}$ pour

Si l'on voulait appliquer aujourd'hui le calcul à ce genre d'assurances, il y aurait de grandes recherches à faire dans les ports, pour se procurer des données exactes; mais il y a tout lieu de croire qu'on n'en retirerait pas beaucoup de fruit; car l'Académie des Sciences proposa trois fois ce sujet de prix, de 1783 à 1787, et ne put rien obtenir de satisfaisant. La théorie n'était pas difficile à établir, mais les faits ont toujours manqué; et ensuite la considération d'un nombre fort grand de risques ayant des probabilités et des valeurs différentes aurait rendu les calculs impraticables, à moins que l'on n'eût réduit tous les risques qui offraient quelque analogie à un seul, d'une probabilité et d'une valeur moyennes, ce qui aurait été moins exact, mais ce qu'il paraît impossible d'éviter de faire, même pour les autres genres d'assurances. Il aurait fallu aussi, dans la rigueur, faire usage des formules qui donnent les probabilités *à posteriori*; mais il n'était guère moins nécessaire de sacrifier encore ce point à la brièveté (*).

---

les Hollandais, dans les environs du Spitzberg, puis 2 sur 100 ou $\frac{1}{50}$ près du détroit de Davis, et maintenant moins de $\frac{1}{100}$ pour la flotte anglaise des baleiniers qui fréquentent ces parages. (*Annales, etc.*, t. XVIII, p. 45.)

Suivant le Mémoire manuscrit que j'ai cité plus haut, le risque d'incendie est estimé $\frac{1}{20000}$ pour les maisons couvertes en ardoises et bâties en pierres.

(*) En examinant le sujet de plus près, la difficulté paraît augmenter encore; car les naufrages arrivant en grand nombre par l'effet des ouragans, la probabilité de la perte d'un navire ne saurait plus être regardée comme celle d'un événement simple : il faudrait remonter jusqu'à la probabilité propre des ouragans dans telle ou telle région, et la combiner avec la probabilité de la perte d'un navire dans ces circonstances.

On estime que dans l'hiver de 1821 à 1822, il a péri environ 2000 navires et 20 000 hommes; 250 bâtiments et 2 500 hommes ont été engloutis sur les côtes du Danemark seulement (*Bulletin des Annonces et des Nouvelles scientifiques*, t. III, p. 340, n° 8, août 1823; extrait du *Courrier anglais* du 6 mai).

135. En réduisant donc la question à l'état le plus simple, ne considérons que deux événements, l'un entièrement heureux, dont la probabilité soit e, l'autre faisant payer par l'assureur une somme a, et dont la probabilité soit f; désignons par p le nombre des vaisseaux assurés, et par b la somme que l'assureur reçoit pour chacun. Cela posé, la somme des termes du développement de $(e+f)^p$, à partir du premier terme jusqu'au terme affecté de $e^{p-q}f^q$ inclusivement, donnant la probabilité que le nombre des événements malheureux ne surpassera pas q (22), si l'on étend cette somme jusqu'au terme où elle cesse d'être moindre que la probabilité à laquelle l'assureur veut arriver, de ne pas outrepasser la plus grande perte c qu'il consente à éprouver, et que q' représente la valeur particulière de q à ce terme, $q'a - pb$ sera la plus grande perte correspondante à la probabilité fixée. En l'égalant à c, on aura l'équation

$$q'a - pb = c, \quad \text{d'où} \quad b = \frac{q'a - c}{p};$$

puis représentant par g le gain que donne l'opération, lorsque le nombre des événements malheureux est réduit à q'', on formera l'équation

$$pb - q''a = g,$$

dans laquelle mettant la valeur de pb, tirée de l'équation précédente, on aura

$$q'a - c - q''a = g \quad \text{ou} \quad q' - q'' = \frac{c+g}{a},$$

ce qui, lorsqu'on se donnera g, fera connaître q'' par q', indépendamment de p. Calculant alors la probabilité correspondante à la valeur de q'', on verra si elle donne une espérance suffisante d'atteindre au bénéfice que comporte la nature de l'entreprise.

Si cela n'était pas, on pourrait augmenter cette proba-

bilité en prenant pour l'exposant p, qui marque le nombre des vaisseaux assurés, des nombres de plus en plus grands, afin que le rapport $\frac{q'-q''}{p}$ devenant de plus en plus petit, la somme des termes compris entre ceux qui sont affectés de $e^{p-q'}f^{q'}$ et de $e^{p-q''}f^{q''}$, et composant la différence des probabilités de perte et de gain, décroisse de plus en plus.

136. Pour bien concevoir l'usage de ces formules, il est à propos de se former une idée de la marche des valeurs qu'elles prennent dans des cas particuliers : à cet effet, j'ai supposé $e=\frac{99}{100}$, $f=\frac{1}{100}$, et je rapporte ci-dessous les 12 premiers termes du développement de $\left(\frac{99}{100}+\frac{1}{100}\right)^{200}$ avec les sommes résultant de l'addition successive de ces termes.

PERTES.	PROBABILITÉS.	SOMMES des probabil.	PERTES.	PROBABILITÉS.	SOMMES des probabil.
0	0,133980	0,133980	6	0,011727	0,995706
1	0,270667	0,404647	7	0,003283	0,998989
2	0,272034	0,676681	8	0,000800	0,999789
3	0,181355	0,858036	9	0,000172	0,999961
4	0,090220	0,948256	10	0,000033	0,999994
5	0,035723	0,983979	11	0,000005	0,999999

Dans ce tableau, qu'on peut regarder comme exprimant les événements de l'assurance de 200 vaisseaux, soumis chacun au risque de $\frac{1}{100}$, la colonne marquée *probabilités* indique celle de la perte isolée de 0, 1,

2, ..., 11 bâtiments, et la colonne des *sommes*, la probabilité que la perte n'ira pas au delà du nombre indiqué dans la première colonne.

En prenant la valeur de 7 vaisseaux, ou $7a$, pour la somme c, perte extrême, et supposant que l'assureur veuille obtenir une probabilité 100000 contre 1, que l'événement n'outre-passera pas cette limite, il faudra descendre jusqu'au terme ou la somme des probabilités surpasse 0,99999; ce qui a lieu au 11e terme, qui répond à $q' = 10$. Par ce nombre, l'équation

$$b = \frac{q'a - c}{p} \quad \text{donne} \quad b = \frac{3a}{200},$$

c'est-à-dire $1\frac{1}{2}$ pour 100 de la valeur de chaque vaisseau. Si l'on voulait ensuite connaître la probabilité que le bénéfice de l'assureur ne tombera pas au-dessous d'une certaine limite, par exemple de $\frac{1}{10}$ de la somme c, il faudrait prendre $g = 0,7a$, et l'équation

$$q' - q'' = \frac{c+g}{a} \text{ conduirait à } 10 - q'' = 7,7 \text{ ou } q'' = 2,3,$$

valeur qui tombera entre celles de q au 3e et au 4e terme, auxquelles correspondent des probabilités 0,676681 et 0,858036 : on peut donc s'arrêter à environ $\frac{5}{4}$. On aurait une probabilité plus forte en donnant une valeur plus grande à b, ce qui diminuerait celle de c.

Dans l'hypothèse établie ci-dessus, il suffit d'aller jusqu'au 4e terme pour n'être pas encore en perte, puisque celle de 3 vaisseaux est compensée par les primes reçues pour tous : l'assureur aura donc la probabilité $0,858036 > \frac{5}{6}$, de ne pas entamer ses fonds.

Quand on porte à 400 le nombre des vaisseaux assurés, et qu'on fait en conséquence le développement de

$$\left(\frac{99}{100} + \frac{1}{100}\right)^{400},$$

pour former le tableau analogue à celui de la page 218, si l'on maintient la prime à $1\frac{1}{2}$ pour 100, comme ci-dessus, qu'on cherche la limite de la perte qui répond à une probabilité de 100 000 contre 1, on trouve qu'elle tombe entre le 15e et le 16e terme, où la somme des probabilités s'élève à 0,9999957, ce qui répond à la perte de 14 ou 15 bâtiments, c'est-à-dire d'une somme comprise entre $14a$ et $15a$; mais le produit des primes étant $6a$, ramène cette limite entre $8a$ et $9a$. Si l'on voulait la réduire à $7a$, il faudrait augmenter un peu la prime, ou se contenter d'une probabilité plus petite; car elle serait donnée par le 14e terme, répondant à 0,9999321.

Quant à la probabilité du gain de la 10e partie de $9a$, on aurait pour la déterminer l'équation $15 - q'' = 9,9$, ce qui donnerait $q'' = 5$, et mènerait au 6e terme, où la somme des probabilités est 0,7859190, environ $\frac{4}{5}$. Enfin, la probabilité que l'assureur n'entamerait pas ses fonds, se formant de la somme des 7 premiers termes du développement calculé, s'élèverait à 0,8903749, près de $\frac{9}{10}$.

137. La comparaison de ces résultats avec ceux du premier exemple fait voir que la limite de perte correspondante à une probabilité de 100 000 contre 1 croît à la vérité, mais dans un rapport beaucoup moindre que le nombre des vaisseaux assurés, et que la probabilité du gain, et celle de ne pas entamer les fonds, augmentent aussi, ce qui établit l'avantage qu'obtient l'assureur quand il multiple ses entreprises. Ces remarques sont assez importantes pour qu'on cherche à les constater par des déterminations relatives à un très-grand nombre d'assurances; c'est ce que j'ai fait en calculant les 72 pre-

miers termes du développement de

$$\left(\frac{99}{100}+\frac{1}{100}\right)^{4000},$$

qui conduisent à une somme de probabilités déjà fort supérieure à celle de 100 000 contre 1. En faisant usage des logarithmes, le travail n'est pas aussi considérable qu'on pourrait le croire d'abord; mais pour obtenir une exactitude suffisante, il faut employer à la formation des puissances de 99 des logarithmes ayant au moins 10 décimales.

C'est entre le 69e et le 70e terme que la somme des probabilités atteint 0,99999; au 70e terme on a $q'=69$. La perte correspondante à ce nombre serait donc $69a$; mais les primes, toujours à $1\frac{1}{2}$ pour 100, formant un total de $60a$, la perte effective serait seulement de $9a$, résultat qui ne diffère pas sensiblement de celui qu'ont donné 400 assurances.

Pour un gain au moins égal à la 10e partie de $9a$, on trouve $q''=59$, ce qui donne une probabilité égale à 0,9982161, ou plus de 500 contre 1.

Enfin, les primes couvrant la perte de 600 vaisseaux, la probabilité que les fonds de l'assureur ne seront pas entamés est 0,9988661, plus de 800 contre 1.

Si l'on trouvait le gain de $0,9a$ bien petit, lorsque l'entreprise embrasse 4000 assurances, et que d'ailleurs il doit être augmenté en raison de l'accroissement des frais d'administration, on perdrait sur la probabilité, puisqu'il faudrait remonter à un terme moins avancé dans le développement; mais on trouverait encore des probabilités assez fortes pour des gains beaucoup plus considérables : par exemple, celle que le nombre des bâtiments perdus ne s'élèvera pas au-dessus de 48, événement qui laisse encore $12a$ de bénéfice à l'assureur; cette probabilité, dis-je, est de $0,9086204 > \frac{9}{10}$.

Ce dernier exemple montre bien que les avantages de l'assureur croissent beaucoup plus rapidement que ses risques; et le peu de changement qu'a subi la valeur de c, en passant de $p = 400$ à $p = 4000$, semble indiquer que la prime et la probabilité extrême de perte demeurant les mêmes, cette valeur de c est susceptible d'une limite dont $9a$ doit approcher beaucoup, dans les hypothèses établies ci-dessus.

Pour la déterminer en général, il faudrait pouvoir assigner, au moyen des quantités p, e, f, la valeur que doit avoir q, quand la somme des termes du développement de $(e+f)^p$ depuis le premier jusqu'à celui qui est affecté de $e^{p-q}f^q$, inclusivement, a une valeur donnée; c'est ce qu'il paraît assez difficile de faire *à priori*. Mais quand le second terme du binôme est, comme ci-dessus, très-petit, le nombre des termes à calculer n'est pas très-considérable, et l'opération peut être abrégée par des artifices convenables à ce cas particulier, ou par des tables dressées d'avance. (*Voyez* à ce sujet la Note I.) (*)

(*) Les calculs précédents fournissent des exemples remarquables de la proposition énoncée dans la note de la page 105; car dans les développements de

$$\left(\frac{99}{100}+\frac{1}{100}\right)^{200}, \quad \left(\frac{99}{100}+\frac{1}{100}\right)^{400}, \quad \left(\frac{99}{100}+\frac{1}{100}\right)^{4000},$$

les plus grands termes, savoir : le troisième du premier développement, le cinquième du second et le quarante et unième du troisième, étant respectivement

$$0,272034, \quad 0,196351, \quad 0,063264,$$

décroissent, comme on voit, assez rapidement; la somme des termes qui précèdent, prenant les valeurs

$$0,404547, \quad 0,432488, \quad 0,478655,$$

s'approche de plus en plus de 0,5 ou $\frac{1}{2}$, et le reste des termes de chaque puissance, égal au complément à l'unité, donne les valeurs

$$0,323419, \quad 0,371161, \quad 0,458081,$$

moindres que les précédentes, mais tendant aussi vers $\frac{1}{2}$.

Persuadé que les applications particulières frappent bien plus l'esprit

138. Afin de donner aux calculs précédents toute l'exactitude dont ils sont susceptibles, il faut tenir compte de la différence des époques auxquelles, suivant le contrat d'assurance, les sommes a et b doivent se payer, ou, ce qui est la même chose, substituer aux lettres a et b les valeurs de ces sommes, réduites à la même époque. Quant à la valeur des probabilités exigées pour la perte et le gain, on la déterminerait *à posteriori*, si l'on connaissait les résultats moyens d'un assez grand nombre d'opérations suivies avec succès, ou bien *à priori*, en les comparant avec des probabilités de risques auxquels on s'expose volontairement sur des motifs plus ou moins légers. L'un et l'autre de ces moyens ont été proposés par Condorcet, à l'article ASSURANCE, dans le *Dictionnaire de Mathématiques de l'Encyclopédie méthodique*, et bientôt j'indiquerai les bases du second.

139. Après avoir discuté les intérêts de l'assureur, il faudrait s'occuper de ceux de l'assuré, mais cela me mènerait trop loin. Je me bornerai à remarquer que la garantie des sommes assurées ne peut être fixée que par une probabilité convenue pour celle de la plus grande perte dont l'assureur soit tenu de répondre; on peut alors exiger que la somme destinée à couvrir cette perte soit préalablement déposée ou assignée sur des gages suffisants. On

---

que des énoncés généraux, j'ai cru pouvoir m'arrêter sur les précédentes, qui mettent en évidence les propriétés de la formule du binôme, sur lesquelles reposent les résultats les plus importants du calcul des probabilités (26, 27, 28, 34), et entre autres cette accumulation des termes plus forts dans les environs de celui qui est le plus grand de tous (30). Elle est bien indiquée par la rapidité avec laquelle décroît le rapport $\frac{q'-q''}{p+1}$ du nombre des termes compris entre ceux qui répondent à la limite de la perte et à celle du gain, avec le nombre total des termes du développement. Dans les exemples précédents, ce rapport devient successivement

$$\frac{8}{201}, \quad \frac{10}{401}, \quad \frac{10}{4001}.$$

voit que cette somme doit être la même que celle qui a été désignée par c dans le n° 137.

Je terminerai ce qui regarde les assurances en faisant observer que leur propriété caractéristique est de tendre à ramener à une valeur moyenne le bénéfice de toutes les entreprises du même genre, en quelque nombre qu'elles soient; car c'est avec le gain que les *assureurs* font sur les *assurés* qui réussissent qu'ils indemnisent ceux qui perdent : c'est donc à peu près comme si tous avaient mis leurs fonds en commun et étaient convenus de réparer, au moins dans une certaine proportion, les pertes particulières. Ainsi, à l'égard des récoltes, c'est reverser dans les cantons où elles ont souffert une partie de l'excédant obtenu dans ceux où elles ont prospéré. Les assureurs sont les agents intermédiaires de cette association fictive, et le profit qu'ils font doit être considéré comme le salaire des fonctions qu'ils y remplissent (*). S'il existait un autre moyen de diviser les risques, l'assurance deviendrait superflue; et cela aurait lieu naturellement pour le négociant qui prendrait part immédiatement à un très-grand nombre d'entreprises, et le propriétaire qui aurait des possessions disséminées dans un grand nombre de cantons éloignés les uns des autres.

De la Probabilité des témoignages et des décisions.

140. Lorsqu'on peut l'assimiler au jet d'un dé, le témoignage admet l'application du calcul des probabilités; et c'est ce qu'on a d'abord essayé de faire en supposant

(*) Le principe indiqué ci-dessus est précisément celui qui sert de base aux *assurances mutuelles*, comme celle qui a lieu à Paris pour les maisons incendiées. Les frais de régie sont les seuls à la charge des assurés, puisqu'il n'y a point de bénéfices à donner aux assureurs, M. Fourier a fait sur ce sujet un Mémoire très-intéressant, dont on trouve l'extrait dans les *Annales de Chimie et de Physique*, t. X, p. 177 (février 1819).

que, sur un nombre donné de dépositions, le même témoin dit ou rencontre un même nombre de fois la vérité. Nous commencerons par tirer les principales conséquences de cette hypothèse, dont nous discuterons ensuite la convenance avec le sujet.

Soit v le nombre des cas dans lesquels le témoin dit vrai, m celui des cas contraires; la probabilité de la vérité de sa déposition sera $\frac{v}{v+m}$, et la probabilité contraire $\frac{m}{v+m}$.

Supposons qu'un autre témoin, pour lequel les nombres analogues aux précédents soient v' et m', dépose du même fait; les probabilités pour et contre la vérité de son témoignage étant $\frac{v'}{v'+m'}$ et $\frac{m'}{v'+m'}$, on aura, avant que les dépositions soient connues, les probabilités

$$\frac{vv'}{(v+m)(v'+m')}, \quad \frac{mm'}{(v+m)(v'+m')} \quad (16)$$

que les témoins s'accorderont, soit pour dire vrai, soit pour mentir, et les probabilités

$$\frac{vm'}{(v+m)(v'+m')}, \quad \frac{mv'}{(v+m)(v'+m')}$$

qu'ils se contrediront, le premier déposant la vérité, le second mentant, et *vice versâ*.

Quand les dépositions seront connues et qu'elles s'accorderont, il n'y aura que les deux premiers événements indiqués ci-dessus qui seront possibles; on aura donc les probabilités

$$\frac{vv'}{vv'+mm'} \quad \text{et} \quad \frac{mm'}{vv'+mm'} \quad (13)$$

que l'accord des témoins sera en faveur de la vérité, ou bien pour le mensonge.

S'ils se contredisent, les deux derniers événements de-

venant alors les seuls possibles, il en résultera les probabilités

$$\frac{vm'}{vm' + mv'}, \quad \frac{mv'}{vm' + mv'}$$

que la vérité sera dans la déposition du premier témoin ou dans celle du second.

141. Il est facile d'étendre ces dernières formules à un nombre quelconque de témoins, et si l'on assigne à leur témoignage la même probabilité, en posant $v = v' = \ldots$, $m = m' = \ldots$, que p soit le nombre de ces témoins et qu'ils s'accordent, il en résultera pour la vérité du fait déposé la probabilité $\frac{v^p}{v^p + m^p}$, et $\frac{m^p}{v^p + m^p}$ pour le contraire.

En divisant les deux termes de la première fraction par v^p, sa nouvelle forme $\frac{1}{1 + \frac{m^p}{v^p}}$ fera voir qu'elle augmente avec p lorsque $v > m$, et qu'elle décroît si $v < m$; que, par conséquent, lorsque les témoins mentent ou se trompent plus souvent qu'ils ne disent la vérité, plus ils sont nombreux, moins la concordance de leurs dépositions a de poids.

S'ils se contredisent et que, sur la totalité, il y en ait p affirmant et q niant le même fait, la probabilité que les premiers disent vrai sera

$$\frac{v^p m^q}{v^p m^q + m^p v^q}, \quad \text{et sa contraire } \frac{m^p v^q}{v^p m^q + m^p v^q}.$$

En divisant les deux termes de ces fractions par $v^q m^q$, on les change en

$$\frac{v^{p-q}}{v^{p-q} + m^{p-q}} \quad \text{et} \quad \frac{m^{p-q}}{v^{p-q} + m^{p-q}},$$

qu'on obtiendrait pour les probabilités correspondantes à l'accord de $p - q$ témoins : la valeur de la déposition

se réduit donc, dans ce cas, à celle d'une déposition unanime faite par un nombre de témoins égal à l'excès du nombre de ceux qui affirment sur celui de ceux qui nient.

142. Lorsqu'une personne rapporte ce qu'elle tient d'une autre, que cette autre avait reçu d'une autre, et ainsi de suite, cette sorte de témoignage, qui s'appelle *tradition*, donne lieu à toutes les combinaisons indiquées au commencement du n° 140; car dans la chaîne de témoins qui ont déposé successivement du fait, le dernier, étant seul entendu par la personne qui prend l'information, laisse douter si celui qui le précède a dit ou non ce qu'il lui fait dire, et en même temps si cette première déposition était une vérité ou un mensonge. En ne considérant donc que deux personnes dans la chaîne des témoins, il en résulte les quatre probabilités exprimées dans le numéro cité.

Les deux dernières correspondent évidemment à la fausseté de la tradition, puisque l'un des deux témoins a menti. Mais s'il s'agissait de témoignages rendus par *oui* ou par *non*, de propositions entièrement contradictoires, alors la deuxième probabilité, qui suppose que les deux dépositions successives auraient été fausses, répondrait à la vérité aussi bien que la première, qui les suppose vraies. En effet, le premier témoin ayant dit *oui* lorsqu'il fallait dire *non*, le second, qui rapporte le contraire de ce qu'il tient effectivement du premier, prononce *oui*, c'est-à-dire la vérité : la probabilité de la tradition serait donc, dans ce cas,

$$\frac{vv' + mm'}{(v + m)(v' + m')}, \quad \text{et sa contraire} \quad \frac{vm' + mv'}{(v + m)(v' + m')} \ (*).$$

(*) Ce cas singulier a été remarqué par M. P. Prevost, professeur de philosophie à Genève, dans ses leçons sur le calcul des probabilités, où il a distingué les témoignages en *simultanés* ou *oculaires*, et *successifs* ou

La première de ces probabilités surpasse toujours la seconde lorsqu'on a en même temps

$$v > m, \quad v' > m' \quad \text{ou} \quad v < m, \quad v' < m';$$

car la différence des numérateurs est

$$vv' + mm' - vm' - mv' = (v - m)(v' - m'),$$

produit positif quand ses deux facteurs sont de même signe.

143. Si la chaîne traditionnelle se compose d'un nombre quelconque p de témoins, et que les dépositions de chacun aient une égale probabilité, les diverses combinaisons de la vérité et de l'erreur seront données par le développement de

$$(v + m)^p = v^p + \frac{p}{1} v^{p-1} m + \frac{p(p-1)}{1.2} v^{p-2} m^2 + \frac{p(p-1)(p-2)}{1.2.3} v^{p-3} m^3 + \ldots,$$

dans lequel tous les termes où l'exposant de m est pair, indiquant un nombre pair de mensonges successifs, devront être pris en faveur de la vérité de la tradition si les dépositions ne peuvent varier que contradictoirement : sa probabilité sera donc

$$\frac{v^p + \frac{p(p-1)}{1.2} v^{p-2} m^2 + \ldots}{(v + m)^p}$$

et la probabilité contraire

$$\frac{\frac{p}{1} v^{p-1} m + \frac{p(p-1)(p-2)}{1.2.3} v^{p-3} m^3 + \ldots}{(v + m)^p}$$

---

traditionnels. Voyez le 11e volume de ses *Essais de Philosophie*, p. 86, et un Mémoire qui lui est commun avec M. L'Huillier, et qui est inséré dans ceux de l'*Académie de Berlin*, année 1797, p. 131. C'est de ce dernier écrit que j'ai extrait en grande partie cet article et les deux suivants.

On simplifie beaucoup ces expressions en observant que le numérateur de la première équivaut à

$$\frac{(v+m)^p+(v-m)^p}{2},$$

et celui de la seconde à

$$\frac{(v+m)^p-(v-m)^p}{2};$$

parce qu'elles deviennent respectivement

$$\frac{(v+m)^p+(v-m)^p}{2(v+m)^p}=\frac{1}{2}\left[1+\left(\frac{v-m}{v+m}\right)^p\right],$$

$$\frac{(v+m)^p-(v-m)^p}{2(v+m)^p}=\frac{1}{2}\left[1-\left(\frac{v-m}{v+m}\right)^p\right].$$

144. Les deux espèces de témoignages que nous avons considérées précédemment peuvent se combiner. Par exemple, un nombre p de témoins déposent chacun séparément sur un fait qu'ils tiennent d'un individu qui l'a vu : alors la probabilité que les témoins rapportent fidèlement ce que celui-ci leur a dit est, s'ils sont unanimes,

$$\frac{v^p}{v^p+m^p}\text{ (141), et sa contraire }\frac{m^p}{v^p+m^p}.$$

Supposant que la probabilité du témoignage de celui qui a vu le fait soit aussi $\frac{v}{v+m}$, la contraire $\frac{m}{v+m}$, la probabilité de la vérité de la position finale sera

$$\frac{v^{p+1}}{(v^p+m^p)(v+m)},$$

si l'on ne doit y admetttre que des témoignages conformes à la vérité, et

$$\frac{v^{p+1}+m^{p+1}}{(v^p+m^p)(v+m)},$$

quand deux mensonges successifs équivalent à la vérité.

Si le même fait était transmis par plusieurs chaines

de traditions distinctes, composées chacune d'un nombre p de dépositions successives, dont la dernière seule eût été entendue par celui qui prend l'information, on aurait d'abord, par chaque chaîne en particulier, pour la vérité et pour l'erreur, les probabilités

$$\frac{(v+m)^p+(v-m)^p}{2(v+m)^p} \quad \text{et} \quad \frac{(v+m)^p-(v-m)^p}{2(v+m)^p} \quad (143);$$

en les désignant par V et M, nommant q le nombre des chaînes de dépositions, et supposant qu'elles soient unanimes, il en résulterait une probabilité

$$\frac{V^q}{V^q+M^q},$$

en faveur de la vérité du fait énoncé.

La marche de cette expression dépend du rapport de v à m; et pour la déterminer, il faut d'abord observer que celle de M est contraire à celle de V, puisque $V+M=1$; qu'ensuite, lorsque $v=m$, on a $V=M=\frac{1}{2}$, et que cette dernière valeur est une limite vers laquelle tendent, dans tous les autres cas, ces quantités à mesure que p augmente. La première est toujours $>\frac{1}{2}$ quand v surpasse m; mais si le contraire a lieu, il en résultera $V<\frac{1}{2}$ ou $>\frac{1}{2}$, selon que p sera impair ou pair. Ce changement singulier, que produit l'addition d'un seul témoin à une chaîne d'ailleurs aussi nombreuse qu'on le voudra, vient du double témoignage erroné, compté comme vrai (142).

145. Nous avons supposé jusqu'ici que les dépositions étaient entièrement vraies ou entièrement fausses, ce qui n'a réellement lieu que lorsque l'information est réduite à des interrogations simples, auxquelles on ne peut répondre que *oui* ou *non*. C'est à ce point qu'il faut toujours tâcher de les ramener, en analysant les énoncés; mais quand la chose n'est pas possible, on doit distinguer plus de deux sortes de témoignages. Lambert, qui s'en

est occupé dans son *Novum Organon*, les a classés en *vrais, insignifiants* ou *nuls*, et *faux*.

Si l'on prend toujours le dé pour emblème, cela revient à supposer qu'il a trois sortes de faces, et qu'en conséquence on doit embrasser dans chaque épreuve un pareil nombre d'événements possibles. Les formules relatives à ce cas (54) résolvent toutes les questions analogues aux précédentes; mais le calcul devient trop long pour trouver place dans ce Traité.

146. Quand on considère combien de faits extraordinaires ont été reconnus faux, quoique appuyés sur des témoignages multipliés ou d'une autorité imposante, on est porté, toutes choses d'ailleurs égales, à donner d'autant moins de confiance aux dépositions, que les faits qu'elles attestent s'écartent plus de ce qui se passe habituellement sous nos yeux. En effet, si, lorsqu'il s'agit de tels faits, le nombre de mensonges ou d'erreurs est dans un rapport beaucoup plus grand avec le nombre total des dépositions que lorsqu'il s'agit des faits compris dans l'ordre constamment observé, le poids du témoignage ne doit pas être le même pour les premiers que pour les derniers. La forme du dé doit changer avec la nature du fait. Mais c'est encore ici une de ces circonstances dont j'ai parlé dans le n° 75, où l'on cherche à donner au calcul une forme qui rapproche ses résultats des aperçus du bon sens. On voit bien qu'il faut substituer au rapport constant par lequel on représente la probabilité du témoignage, suivant l'hypothèse du n° 140, une expression qui le fasse décroître avec la vraisemblance propre du fait attesté; mais on ne trouve pas dans la nature du sujet des conditions assez étroites pour établir une relation précise entre ces deux éléments. On s'est arrêté à regarder la probabilité propre du fait comme représentant celle d'un second témoignage recueilli concurremment

de traditions distinctes, composées déposition les
p de dépositions successives, do
été entendue par celui qui pre (140),
d'abord, par chaque chaîne
et pour l'erreur, les prob ropre du fait soit $\frac{v'}{v'+m'}$.

$$\frac{(v+m)^p+(v-m)^p}{2(v+m)^p}$$

en les désigna exemple, l'extraction d'une boule
chaînes de ne qui ne contient que cette boule
nimes, il 999 boules noires, on aura

$$v'=1, \quad m'=999\,999,$$

bilité favorable au témoignage sera réduite à

$$\frac{v}{v+999\,999\,m}.$$

147. Laplace, considérant à part la probité du témoin et son intelligence, exprime séparément la probabilité que le témoin dit ce qu'il a vu ou entendu, et celle qu'il a bien vu ou bien entendu (**). De là résultent, sur sa déposition, les quatre hypothèses suivantes :

1° Il connait la vérité, } et veut dire la vérité.
2° Ou il est dans l'erreur, }
3° Il connait la vérité, } et veut mentir.
4° Ou il est dans l'erreur, }

La dernière comprend un cas semblable à celui du double témoignage erroné (142), puisqu'en cherchant à tromper sur cette vérité qu'il ne connaît pas, le témoin peut la rencontrer. Il est d'ailleurs visible que cette classification des événements revient à faire du témoin deux

(*) C'est ce qu'a fait Condorcet, *Mémoires de l'Académie des Sciences*, année 1783, p. 553.

(**) *Théorie analytique des Probabilités* p. 440

ui déposent l'une après l'autre dans chaque
nt les deux témoignages successifs avec la
pre du fait, Laplace calcule la probabilité
hèse, et divise par la somme de toutes
somme de celles qui sont pour la vérité

c lui, p la probabilité que le témoin
rité, r la probabilité qu'il l'a saisie, et
u fait rapporté, qui est ici l'extraction du n° i
d'une urne qui en contient n, on aura pour la vérité, dans la première hypothèse, la probabilité $\frac{pr}{n}$.

Dans la seconde, où le n° i n'est pas sorti, la probabilité de cet événement est $\frac{n-1}{n}$, et celle de l'erreur du témoin est $1-r$; cependant il n'en faut pas conclure que la probabilité composée soit $p(1-r)\frac{n-1}{n}$, parce que la non-sortie du n° i n'est pas tout l'événement arrivé; il y a encore le faux aperçu du n° i parmi les $n-1$ qui ne sont pas sortis, illusion dont la probabilité est $\frac{1}{n-1}$. En ayant égard à cette circonstance, la probabilité de l'événement devient $\frac{n-1}{n}\times\frac{1}{n-1}=\frac{1}{n}$, et celle de l'hypothèse $\frac{p(1-r)}{n}$.

Dans la troisième, il faut combiner ensemble les probabilités $1-p$ que le témoin ment, r qu'il connaît la vérité, et $\frac{1}{n}$ celle qui résulte de la non-sortie du n° i et du choix qu'en fait le témoin; on a pour résultat $\frac{(1-p)r}{n}$.

Dans la quatrième hypothèse, $(1-p)(1-r)$ est la probabilité propre du témoignage, puisque le témoin

ment et ne connaît pas la vérité; mais l'événement peut être la sortie ou la non-sortie du n° i. La probabilité du premier cas est $\frac{1}{n}$; le témoin, croyant un autre numéro sorti, fera toujours le choix de son énoncé parmi $n-1$ numéros seulement; la probabilité que ce choix tombera sur i sera par conséquent $\frac{1}{n-1}$; et comme ce choix doit concourir avec la sortie du n° i, la probabilité de l'événement sera $\frac{1}{n(n-1)}$; celle de ce cas du témoignage, $\frac{n(n-1)}{(1-p)(1-r)}$, et il ne faut pas oublier qu'il est en faveur de la vérité.

Si on ne le distingue pas de tous ceux qui sont compris dans la dernière hypothèse, l'opinion du témoin, portant toujours sur la sortie d'un numéro qui n'est pas i, aura une probabilité $\frac{n-1}{n}$; la probabilité qu'il choisira celui-là parmi les $n-1$ numéros qu'il croit n'être pas sortis sera $\frac{1}{n-1}$, et la probabilité de l'événement sera par conséquent encore $\frac{1}{n}$; ainsi la probabilité de l'hypothèse sera $\frac{(1-p)(1-r)}{n}$.

On aura donc enfin

$$\frac{\frac{pr}{n}+\frac{(1-p)(1-r)}{n(n-1)}}{\frac{pr}{n}+\frac{p(1-r)}{n}+\frac{(1-p)r}{n}+\frac{(1-p)(1-r)}{n}}=pr+\frac{(1-p)(1-r)}{n-1},$$

expression qui se réduit à p si $r=1$, c'est-à-dire si le témoin n'est pas susceptible de se tromper, et qui diminue à mesure que n augmente.

Peut-être, dans cette question, pourrait-on avoir

quelque doute sur la nécessité de faire entrer dans le calcul la probabilité du choix que le témoin fait d'un numéro autre que celui qu'il sait ou qu'il croit être sorti. Et comment d'ailleurs déterminer séparément les probabilités r et p? Il est donc difficile de croire que la formule ci-dessus serve autrement que comme un exemple des considérations ingénieuses que peut fournir le sujet qui nous occupe. Je rapporterai encore, dans cette vue, la question suivante, tirée du même ouvrage.

148. *Soient deux urnes* A *et* B, *la première contenant* n *boules blanches, et la seconde* n *boules noires; on a tiré de l'une de ces urnes, on ignore de laquelle, une boule qui a été mise dans l'autre, et ensuite on a tiré une boule de cette dernière. Deux témoins, dont l'un n'a vu que le premier tirage, et l'autre que le second, affirment qu'il en est sorti une boule blanche; quelle est la probabilité de ce fait?* La difficulté se trouve ici dans l'ensemble des deux témoignages; car chacun en particulier n'affirme qu'une chose très-possible, puisque l'une des deux urnes ne renfermant que des boules blanches, si l'on ne considère qu'un seul tirage, la probabilité que la boule a été prise dans cette urne est $\frac{1}{2}$. Mais si l'on suppose que le premier tirage ait eu lieu dans l'urne A, le deuxième ayant nécessairement lieu dans l'urne B, qui ne contient de boule blanche que celle qui est sortie de l'urne A, la seconde apparition de cette boule devient d'autant moins probable que le nombre des boules noires est plus grand; et ce cas est le seul dans lequel les témoignages puissent être vrais tous deux.

Soient donc q et q' les probabilités de la véracité de chaque témoin en particulier, et évaluons celle des diverses hypothèses que le sujet présente. 1° C'est l'urne A qui a fourni le premier tirage : $\frac{1}{2}$ étant donc la probabilité de ce fait, et q celle que le témoin dit vrai, la proba-

bilité de la déposition est $\frac{q}{2}$; mais l'urne B, lorsqu'on y fait le second tirage, contenant $n+1$ boules, dont une blanche, la probabilité du fait attesté par le second témoin est $\frac{1}{n+1}$; celle qu'il dit la vérité étant q', $\frac{q'}{n+1}$ exprime la probabilité de sa déposition, et $\frac{qq'}{2(n+1)}$ celle de la vérité de leur accord.

2° Si le second témoin ment, la boule sortie de l'urne B était noire; alors la probabilité $\frac{n}{n+1}$ de cette sortie, combinée avec $1-q'$, probabilité du mensonge du second témoin, donnera pour la fausseté de sa déposition $\frac{(1-q')n}{n+1}$, et pour la vérité de l'hypothèse $\frac{q(1-q')n}{2(n+1)}$.

3° Si le premier témoin ment, la première boule était noire et sortait nécessairement de l'urne B; la probabilité de cette partie de l'hypothèse est $\frac{1}{2}(1-q)$. Alors le second tirage s'étant fait dans l'urne A, qui renfermait n boules blanches et une seule noire, la probabilité de la sortie d'une boule blanche sera $\frac{n}{n+1}$, celle de la déposition du second témoin $\frac{q'n}{n+1}$, et celle de l'hypothèse $\frac{(1-q)q'n}{2(n+1)}$.

4° Si le second témoin ment aussi, la boule sortie de l'urne A au second tirage était noire; la probabilité de son apparition étant alors $\frac{1}{n+1}$, celle de cette partie de l'hypothèse sera $\frac{1-q'}{n+1}$, et celle de toute l'hypothèse $\frac{(1-q)(1-q')}{2(n+1)}$.

La probabilité relative de la première hypothèse, la seule qui rende les deux témoignages vrais, sera donc

$$\frac{qq'}{qq'+q(1-q')n+(1-q)q'n+(1-q)(1-q')},$$

et diminuera à mesure que n augmentera. Si l'on fait

$$q = q' = \frac{9}{10}, \quad n = 1\,000\,000,$$

on obtiendra la très-petite fraction $\frac{81}{18\,000\,082}$.

149. La discussion des témoignages touchant à des matières sur lesquelles on avait pris d'avance un parti, il est arrivé que plusieurs auteurs ont arrangé le calcul pour le résultat qu'ils voulaient, ou qu'ils avaient besoin de trouver. Ce n'est qu'ainsi, du moins, qu'on peut expliquer la théorie des témoignages simultanés, publiée sans nom d'auteur, dans le n° 256 des *Transactions philosophiques* (p. 359, année 1699), le plus ancien écrit que je connaisse sur ce sujet, et qui a été adoptée par Bicquilley, dans son *Traité du Calcul des Probabilités* (en 1783). Effrayé sans doute, pour le but qu'il voulait atteindre, de la rapidité avec laquelle diminue la probabilité de ces témoignages lorsque l'on combine entre elles, comme on le doit, les chances de chaque témoignage, et que sa probabilité propre est au-dessous de $\frac{1}{2}$ (141), l'auteur anglais avance que lorsqu'un premier témoin a déposé d'un fait, sa confirmation par un second témoin détruit toujours une partie de l'incertitude qu'a laissée le premier, et diminue en conséquence la probabilité contraire, d'une partie proportionnelle à la probabilité de la seconde déposition. Par exemple, si $\frac{2}{3}$ exprime la probabilité du premier témoignage, $\frac{1}{4}$ celle du second, celui-ci ajoutera à la première $\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3}$, et l'on aura en conséquence, pour l'ensemble des deux témoignages, la probabilité

$$\frac{2}{3} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{3} = \frac{9}{12},$$

tandis que suivant les formules du n° 140, elle ne serait que $\frac{2}{5}$.

En raisonnant de même sur un nombre quelconque de témoignages où les probabilités de l'erreur seraient n, n', n'', etc., on trouvera pour celle de la vérité

$$1 - n + n(1 - n') = 1 - nn', \text{ par 2 témoignages,}$$
$$1 - nn' + nn'(1 - n'') = 1 - nn'n'', \text{ par 3,}$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

expressions dont les valeurs forment une suite croissante, quelles que soient les probabilités n, n', etc., et desquelles il résulte, par conséquent, que la probabilité d'un fait croît toujours avec le nombre des témoins oculaires. Cette conclusion peut être commode dans certains cas, mais elle suffit aussi pour montrer la fausseté de l'hypothèse; car il ne faut qu'un peu réfléchir pour se convaincre de la difficulté et presque de l'impossibilité où sont des spectateurs ignorants et nombreux, de ne pas se tromper sur l'apparence des faits extraordinaires.

Lorsque les faiseurs de tours opèrent adroitement, et qu'on fait abstraction de la défiance que doivent inspirer à des esprits éclairés les apparences contraires à l'expérience de tous les jours, aucun des spectateurs a-t-il, pour ne pas croire à la réalité des prodiges qu'on lui présente, d'autre motif que le but et la forme du spectacle? Qu'au lieu des circonstances qui avertissent de l'illusion, un sérieux solennel accompagne ces prétendus prodiges; qu'ils soient atribués à un pouvoir surnaturel; qu'ils tendent à exciter l'enthousiasme, à caresser le goût que le vulgaire a pour ce qui sort des voies ordinaires de la nature, ou pour trancher les difficultés devant lesquelles la raison est forcée de s'arrêter : il est bien certain que plus les témoins seront nombreux, plus la probabilité de l'erreur augmentera. Hume l'a bien prouvé; les prodiges sont très-difficiles, pour ne pas dire impossibles à constater (*). Ce n'est pas que les phénomènes les plus ré-

(*) *Essais philosophiques sur les Miracles.*

pétés dans la nature, vus une première fois, ne puissent passer pour des prodiges, et qu'il soit conforme à la saine raison de faire des bornes de notre expérience la limite du possible; mais aussi n'est-ce pas la première apparition de ces phénomènes qui en constate l'existence. Longtemps on a nié, et avec raison, eu égard au caractère des relations, au but des narrateurs, la chute des pierres tombées du ciel. Cet exemple très-récent de la manière dont un fait extraordinaire finit par prendre place au nombre des réalités prouve bien que c'est par des observations successives, particulières, et par des discussions désintéressées, que la vérité s'établit. Si, lorsque le géomètre Fatio de Duillier, égaré par un enthousiasme fanatique, entreprit publiquement à Londres de ressusciter un mort (en 1707), il eût été de mauvaise foi, qu'il eût pris ses mesures en conséquence de son but, et qu'il eût été moins surveillé par la police du gouvernement, à coup sûr il n'aurait pas manqué son prodige (*). La liquéfaction du sang de saint Janvier, à Naples, a toujours de nombreux témoins qui voient quelque chose de solide en apparence devenir coulant; mais qu'est-ce qui établit que cette masse est du sang coagulé, que c'est celui de saint Janvier, et que son changement d'état n'est pas un effet chimique (**)? Les prodiges opérés dans les temples des païens, qui précédaient ou accompagnaient les oracles, et dont quelques-uns ont été reproduits sous nos yeux par l'art du ventriloque, étaient dans l'antiquité des faits appuyés sur une multitude de témoignages. Aussi voit-on que des hommes, d'ailleurs

---

(*) La Ve section de l'article FANATISME du *Dictionnaire philosophique* de Voltaire (édition de Kehl) contient un bien plaisant récit de cette *farce* puritaine, dont les principaux acteurs furent mis ensuite au pilori.

(**) On connaît aujourd'hui plusieurs manières d'imiter ce prestige. (*Voyez* les *Mémoires de l'Académie des Sciences de Paris*, année 1757, p. 383, et *des Sciences occultes*, par M. Eusèbe Salverte, t. I, p. 332.)

d'un grand sens, paraissent y donner une entière croyance, et que dans les débats de la religion chrétienne avec les anciens cultes, le plus souvent on accorde de part et d'autre la réalité des miracles, on ne diffère que sur les êtres auxquels on les attribue (*).

Plus tard, en recueillant les témoignages de ceux qui ont vu des revenants, qui ont eu une part active ou passive à des opérations magiques, des sortiléges, n'en trouverait-on pas plus qu'il n'en faut pour donner à ces chimères une très-grande probabilité? Et elles étaient tellement conformes alors aux habitudes de l'esprit, qu'on y croyait sur les plus légers indices.

150. Si donc l'hypothèse du n° 140, adoptée par les géomètres les plus célèbres qui ont traité ce sujet, ne répond pas exactement à toutes les circonstances qu'il présente, ce n'est pas parce qu'elle accorde trop peu de poids au témoignage, mais bien parce que ce sujet ne saurait se prêter au calcul, à cause que la véracité et la sagacité des hommes, quand ils sont fortement agités, éprouvent des changements brusques, et principalement lorsqu'il s'agit de faits merveilleux. Outre que ces faits offrent plus de causes d'illusion que les autres, notre penchant à l'enthousiasme nous rend peu capables de les examiner; et par eux-mêmes, ou par les suggestions du charlatanisme, ils se lient presque toujours à de grands intérêts qui nous préoccupent fortement ou qui font taire la voix de notre conscience.

Cependant, sans recourir à des hypothèses plus ou moins compliquées, la lecture de l'histoire suffit pour nous faire apprécier le peu de confiance que mérite le

(*) *Voyez* dans Tacite (*Hist.*, lib. IV, cap. 81), et dans Suétone (*Vespasien*, ch. 7), le miracle opéré par Vespasien dans Alexandrie; *voyez* aussi le *Traité d'Origène contre Celse*, et *Juliani imperatoris Opera*, Lipsiæ, 1696, p. 191, 2e pagin.

témoignage, lorsqu'il tend à établir des faits contraires à l'ordre accoutumé de la nature, puisque les prodiges, si multipliés dans les temps d'ignorance, diminuent avec l'accroissement des lumières, qui, ramenant l'esprit de doute et d'examen, rend très-difficiles, ou au moins très-peu durables, les illusions si fréquentes lorsque les sciences sont encore dans l'enfance. On ne peut pas assigner des nombres précis pour les degrés de valeur du témoignage dans chaque circonstance; mais comme, en parcourant les temps et les lieux, on voit les prodiges les plus accrédités reconnus pour faux, et remplacés par d'autres qui ont bientôt à leur tour le même sort, on peut dire que plus on embrasse de temps et d'espace, plus on reconnaît la faiblesse de la probabilité de ce genre de faits, et que la constance des lois de la nature, dont les voyages et les découvertes scientifiques nous apportent chaque jour de nouvelles preuves, doit servir de base à tous nos jugements.

Cet affaiblissement du témoignage avec le temps n'a rien de commun avec l'oubli dans lequel tombent à la longue les faits simples confiés à la seule mémoire des hommes, ou à des monuments que la vétusté et les révolutions détruisent assez promptement, parce qu'ils sont peu multipliés. Les données manquent pour soumettre au calcul cette perte des souvenirs; mais l'art de l'imprimerie l'a prodigieusement diminuée; et tant que les ouvrages où sont consignées les discussions profondes ou piquantes, qui classent suivant leur véritable importance les faits et les opinions dont se composent les sciences et la philosophie, subsisteront, il sera impossible de ressusciter d'une manière durable les anciennes erreurs, ou d'en établir de nouvelles (*).

(*) C'est en confondant les effets du progrès des lumières avec l'affaiblissement de la tradition, que Craig eut la bizarre idée d'appliquer le

151. Les décisions rendues à la pluralité des voix, par des assemblées ou des tribunaux, ont un grand rapport avec les témoignages, et peuvent être également soumises au calcul des probabilités, si l'on suppose que les habitudes de l'esprit de chaque votant soient assez constantes pour qu'il y ait toujours le même rapport entre le nombre des votes où il prononce conformément à la vérité, et celui des votes où il se trompe; en sorte que v désignant le premier de ces nombres, et m le second, la probabilité de la vérité d'un vote soit

$$\frac{v}{v+m}, \quad \text{et sa contraire} \quad \frac{m}{v+m}.$$

Les différents termes du développement de $(v+m)^p$ indiqueront toutes les combinaisons suivant lesquelles pourra se partager, entre la vérité et l'erreur, un nombre p de votants supposés également probes et également éclairés : ainsi le terme général

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} v^{p-q} m^q,$$

exprimant le nombre des combinaisons dans lesquelles il y a $p-q$ votes pour la vérité et q pour l'erreur, la probabilité de ce partage sera

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q} \frac{v^{p-q} m^q}{(v+m)^p}.$$

Si l'on demande la probabilité que la décision sera rendue à l'unanimité, sans distinguer les votes pour la

---

calcul à la théologie, afin d'assigner la durée du christianisme, d'après l'affaiblissement graduel des témoignages sur lesquels il est fondé, et trouvait pour cette durée 1454 ans, à partir de 1699. Au bout de ce terme un second avénement de J.-C. et une seconde révélation devaient rétablir la foi dans toute sa force. (Voyez *Theologiæ christianæ Principia mathematica.*)

vérité de ceux qui sont pour l'erreur, on aura

$$\frac{v^p + m^p}{(v+m)^p}.$$

Lorsque la décision est portée et qu'on sait le nombre des votants qui ont été pour et de ceux qui ont été contre, il ne faut plus alors faire entrer dans la probabilité cherchée que les combinaisons qui s'accordent avec ces données; et l'on trouve, comme dans le n° 141, que la probabilité de la vérité d'une décision rendue à l'unanimité par un nombre p de votants est

$$\frac{v^p}{v^p + m^p},$$

et seulement

$$\frac{v^{p-q}}{v^{p-q} + m^{p-q}},$$

lorsque p sont pour cette décision et q contre, ou qu'elle n'a obtenu que la pluralité $p - q$. De plus, les remarques faites sur la marche de ces probabilités, lorsqu'il s'agissait des témoignages (141), ont également lieu pour les décisions, et s'accordent avec le bon sens, en indiquant qu'on doit attendre la justesse des décisions, plutôt des lumières que du nombre des votants.

152. En supposant qu'ici, comme dans tous les autres genres de hasard, les événements, quand ils sont très-répétés, manifestent des rapports fort approchants de leur probabilité, on peut déterminer le rapport des nombres v et m, lorsque l'on connaît, dans une longue suite de décisions, le rapport du nombre total au nombre de celles qui ont été portées à l'unanimité, et le nombre des votants qu'on suppose avoir toujours été le même; car si l'on désigne ce rapport par $\frac{r}{n}$, on aura sensiblement

$$\frac{v^p + m^p}{(v+m)^p} = \frac{r}{n}.$$

Ce moyen a été proposé par Laplace (*); et en faisant, pour abréger,

$$\frac{v}{v+m}=e, \quad \text{d'où} \quad \frac{m}{v+m}=1-e,$$

on en tire l'équation

$$e^p+(1-e)^p=\frac{r}{n},$$

qui fera connaître la valeur de la probabilité e. Cette équation, qui ne monte qu'au deuxième degré quand $p=3$, donne alors $e=\frac{1}{2}\pm\sqrt{\frac{4r-n}{12n}}$; et si l'on suppose que la moitié des décisions ait été portée à l'unanimité, ou que $\frac{r}{n}=\frac{1}{2}$, on en déduit $e=0,789$: c'est la probabilité de la vérité de chaque vote, d'après l'hypothèse établie.

Tirant ensuite de l'équation ci-dessus la valeur de e^p, pour la substituer dans la formule

$$\frac{v^p}{v^p+m^p}=\frac{e^p}{e^p+(1-e)^p},$$

qui exprime la probabilité de la vérité d'une décision rendue à l'unanimité, on obtiendra

$$1-\frac{n}{r}(1-e)^p:$$

on aurait pu également éliminer $(1-e)^p$ au lieu de e^p.

Ces formules sont très-simples; mais elles supposent constant le rapport $\frac{v}{m}$, ce qui paraît d'abord inadmissible pour un long espace de temps, pendant lequel les principes politiques, administratifs et judiciaires varient avec l'état des lumières et les opinions adoptées sur les droits communs à tous les hommes, ou particuliers à certaines

(*) *Théorie analytique des Probabilités*, p. 460.

classes de la société : cette hypothèse ne peut même avoir lieu quand ces circonstances n'auraient pas changé.

153. En effet, la formule

$$\frac{v^{p-q}}{v^{p-q}+m^{p-q}}$$

présente une conséquence que le bon sens rejette. Elle demeure la même tant que le nombre $p-q$ ne change pas, quel que soit d'ailleurs $p+q$ qui exprime celui des votants, en y faisant, par exemple, $p=25$, $q=10$, ou bien $p=220$, et $q=205$. Dans ces deux cas, la majorité $p-q$ est également de 15 voix ; mais on ne pourra s'empêcher d'attacher bien plus de confiance à la première décision qu'à la seconde, parce qu'on est porté à estimer le poids de la majorité des suffrages, non par leur nombre absolu, mais par le rapport de ce nombre avec celui des votants (*).

En cherchant à se rendre compte de l'exception que fait ici la raison naturelle à une déduction rigoureuse du calcul, il faut reconnaître, avec Condorcet, que cette diminution de confiance porte alors sur la probabilité de la vérité de chaque vote, probabilité qu'on regarde comme plus petite quand la décision est rendue à une faible pluralité que dans le cas contraire, ce qui peut tenir à la difficulté particulière de la question à décider. Par là on rentre dans les principes généraux sur lesquels le calcul et le bon sens s'accordent ; car le plus grand terme du développement de $(v+m)^p$ étant celui où les exposants des lettres v et m sont dans le rapport de ces nombres, ou s'en rapprochent le plus (29), ces exposants indiquent la division des votes la plus probable dans une assemblée ; et toute autre l'est d'autant moins qu'elle s'écarte plus de celle-là.

(*) *Essai sur la Probabilité des décisions*, p. 242.

Une longue suite de décisions portées par les mêmes votants, sur des questions de même genre, à une pluralité à peu près constante, ferait donc connaître les limites du partage le plus probable des votes, et conduirait à des valeurs approchées du rapport des nombres v et m; mais ce moyen de le déterminer n'est guère plus praticable que celui du n° 152. La révision des décisions anciennes, par un nombre suffisant de personnes très-éclairées et dégagées de tout intérêt relatif à ces décisions et aux votants qui les ont rendues, donnerait sans doute des lumières importantes, si le travail de cette révision n'était pas à peu près impossible à exécuter, ou parce que les matériaux manquent, ou bien parce qu'ils sont trop multipliés ou trop obscurs.

154. Quoi qu'il en soit, cette nécessité de regarder la probabilité de la vérité de chaque vote comme pouvant varier même dans l'état de choses le plus ordinaire, oblige de substituer aux expressions des probabilités *à priori* celle des probabilités *à posteriori:* et par ce moyen Condorcet trouve, en effet, que la probabilité d'une décision doit diminuer quand le nombre des votants augmente, et que la pluralité reste la même. Nous n'indiquerons qu'une seule des hypothèses qu'il examine, celle à laquelle il s'arrête. Ayant reconnu qu'on ne pouvait arriver avec quelque apparence d'exactitude qu'à une probabilité assez considérable que celle de la vérité de chaque vote est renfermée entre des limites données, il cherche la probabilité moyenne de la vérité d'une décision portée par un nombre donné de votants, à une pluralité donnée (*).

En désignant par a et b les valeurs entre lesquelles doit demeurer comprise la probabilité représentée ci-dessus par $\frac{v}{v+m}$, on trouvera, par les considérations du n° 93,

(*) *Essai sur la Probabilité des décisions*, p. 244-245.

que les probabilités moyennes qu'il y a eu p votes pour la vérité et q pour l'erreur, ou bien le contraire, sont

$$C\left[S_b^{(p,q)} - S_a^{(p,q)}\right], \quad C\left[S_b^{(q,p)} - S_a^{(q,p)}\right],$$

ce qui donne pour la probabilité relative du 1er cas,

$$\frac{S_b^{(p,q)} - S_a^{(p,q)}}{\left[S_b^{(p,q)} - S_a^{(p,q)}\right] + \left[S_b^{(q,p)} - S_a^{(q,p)}\right]}.$$

(*Voyez* aussi la Note III.)

Laplace, qui n'avait point eu égard à ces remarques dans la *seconde* édition de sa *Théorie analytique des Probabilités,* s'en est occupé, pour la 3e édition de son *Essai philosophique* sur ce sujet, et il donne aux limites a et b, que Condorcet suppose déduites de l'examen de décisions antérieures, les valeurs $\frac{1}{2}$ et 1, les plus distantes que l'on puisse adopter, puisqu'il cesse d'être probable qu'une décision rendue à la pluralité des voix sera conforme à la vérité, quand la probabilité de chaque vote est au-dessous de $\frac{1}{2}$ (151). Voici quelques résultats de cette hypothèse, rapportés à la page 159 de l'ouvrage que je viens de citer et que donne aussi la formule précédente : « Dans les tribunaux spéciaux où 5 voix sur 8 suffisent » pour la condamnation de l'accusé, la probabilité de » l'erreur à craindre sur la bonté du jugement est $\frac{65}{256}$ ou » au-dessus de $\frac{1}{4}$. La grandeur de cette fraction, dit avec » raison Laplace, est effrayante. » Dans un jury composé de douze membres, la probabilité de l'erreur n'est que $\frac{1093}{8192}$, un peu plus grande que $\frac{1}{8}$, lorsque la décision est portée par 8 voix, $\frac{378}{8192}$ ou environ $\frac{1}{22}$ quand la majorité est de 9 voix, et seulement $\frac{1}{8192}$ pour l'unanimité, ce qui est la condition du jury anglais ; d'où il suit que ce jury aurait l'avantage, si d'autres considérations ne prouvaient que cette unanimité peut souvent être forcée. Mais ce qui doit rassurer sur les décisions des jurys, en temps ordinaire, lorsque les membres qui les composent

variera avec les nombres r et p (*). C'est à diminuer cette différence, en conservant d'ailleurs la plus grande valeur possible à la première probabilité, que doit tendre la constitution d'un tribunal, considération analogue à celle du n° 135. Condorcet a discuté avec soin toutes les combinaisons auxquelles elle peut conduire, en supposant que le nombre de votants soit impair ou pair, la pluralité constante ou proportionnelle au nombre des votants, ou composée d'une partie proportionnelle à ce nombre et d'une partie constante. Il a examiné ensuite les relations qu'ont entre elles les diverses quantités qui entrent dans ces calculs, soit comme données, soit comme inconnues, et a varié les questions avec un détail où nous ne saurions entrer. On peut sans doute attaquer ces applications du calcul des probabilités avec autant de raison que ce qui regarde les témoignages; et nous avons déjà fait connaître les principales objections qui se présentent sur ce sujet; mais cependant, si les hypothèses auxquelles il a fallu recourir ne permettent pas d'accorder beaucoup de confiance aux résultats obtenus, la connaissance des combinaisons qu'elles développent et de la marche des valeurs qui en dérivent n'est pas non plus sans quelque utilité pour diriger la réflexion sur ce qui peut arriver réellement, du moins quand il ne s'opère pas des changements brusques dans la probabilité des votes, et pour classer les faits afin d'en déduire des conséquences précises et applicables.

156. Les élections sont aussi des jugements lorsqu'on

(*) Afin d'abréger, j'omets la discussion des formes que doivent avoir les nombres r et p, pour que les exposants des lettres e et f soient des entiers : il est bien facile d'y suppléer. On voit aussi qu'en changeant e en f, et réciproquement dans la seconde probabilité, on formera l'expression de la probabilité que l'erreur obtiendra la pluralité exigée, et qui est la contraire de la première des probabilités indiquées dans le texte.

les envisage sous le rapport de la bonté du choix, qui dépend des lumières et de l'impartialité des électeurs; et l'on peut demander quelle est la probabilité qu'un candidat, admis d'après une forme donnée de scrutin, a une véritable supériorité sur ses concurrents. Malheureusement les passions ne dérangent pas moins ici les calculs que dans les témoignages et les décisions. En vain Condorcet et plusieurs autres publicistes ont-ils cherché des formes qui pussent ôter à l'intrigue son influence : ou ces formes n'ont pas été soumises à l'expérience, ou elles ont été trouvées défectueuses. Mais en renonçant à ce point de vue du problème, et en regardant seulement une élection, ou, ce qui est la même chose, une décision à la pluralité des voix entre plusieurs propositions, comme un moyen de terminer les débats en adhérant au vœu du plus grand nombre, il reste encore beaucoup de difficulté à constater, dans certains cas, quel est réellement ce vœu (*) L'étendue à laquelle est déjà parvenu cet ouvrage me permet à peine d'indiquer sur chacune de ces divisions du sujet quelques principes généraux.

Lorsqu'il n'y a que deux candidats, la majorité des suffrages en faveur de l'un d'eux, se manifestant tout de suite, indique sa supériorité si les électeurs sont également éclairés et, dans tous les cas, prouve qu'il a le vœu du plus grand nombre; mais il n'en est plus ainsi dès qu'il y a seulement trois candidats. En effet, quand un électeur vote seulement pour le candidat qu'il estime le plus, il laisse indécis l'ordre de préférence qu'il assignerait aux autres s'il était obligé de choisir entre eux; mais si chaque votant écrivait sur son bulletin les trois noms des candidats rangés dans l'ordre de mérite qu'il leur attri-

(*) Il ne paraît pas qu'on ait fait cette distinction avant M. Daunou, dans l'excellent Mémoire qu'il a lu en l'an IX (1803), sur ce sujet, à la classe des Sciences morales et politiques de l'Institut, et qui, n'ayant été imprimé qu'à part, est assez difficile à trouver.

bue, ne pourrait-il pas arriver que celui qui a été le premier sur la majorité des bulletins, mais le dernier sur tout le reste, eût moins de mérite que celui qui a été inscrit le second par tous ceux qui ne lui ont pas donné le premier rang? Il est aisé d'apercevoir que cela dépendrait de la valeur qu'on attacherait à la différence de mérite entre les rangs.

Si, par exemple, en suivant le scrutin proposé par Borda (*), on donne au mérite respectif des candidats des valeurs proportionnelles au rang qu'on leur assigne; qu'on écrive en conséquence 3 pour le premier, 2 pour le second et 1 pour le troisième; qu'il y ait 3 candidats désignés par les lettres A, B, C; que sur 100 votants 65 leur assignent l'ordre ABC et 35 l'ordre BCA, il est évident que la majorité des suffrages est pour A, puisqu'il a été regardé comme supérieur à tous les autres par 65 électeurs : cependant, si l'on estime le mérite relatif des candidats par la somme des nombres qu'ils obtiennent sur chaque liste, on ne trouvera pour A que

$$65.3 + 35.1 = 230,$$

tandis que B, placé le premier 35 fois seulement, mais 65 fois le second, aura

$$65.2 + 35.3 = 235,$$

et sera, par conséquent, élu dans cette forme de scrutin.

Il n'y aurait rien à dire contre cette conclusion si la graduation des numéros était exacte, et qu'ils eussent été appliqués de bonne foi; mais il n'est pas difficile de voir qu'elle est peu sûre sous le premier rapport, et que sous le second elle se prête facilement à l'esprit de cabale. Substituons d'abord aux nombres déterminés 3, 2, 1, les lettres p, q, r, et nous arriverons par le même scrutin à

(*) *Mémoires de l'Académie des Sciences*, année 1781, p. 657.

l'élection de A, si nous posons

$$65p + 35r > 35p + 65q,$$

ce qui peut se faire d'une infinité de manières. En laissant aux lettres q et r leurs valeurs primitives 2 et 1, la condition ci-dessus devient

$$65p + 35 > 35p + 130 \quad \text{ou} \quad 30p > 95,$$

et montre qu'il suffit de faire $p > 3\frac{1}{6}$ pour que la somme des numéros obtenus par A soit plus forte. Or, peut-on balancer le mérite des candidats avec une exactitude aussi minutieuse, et d'ailleurs les votants auront-ils dans l'esprit une mesure commune à laquelle se rapportent exactement les unités qu'ils emploient? Autrement les plus sévères déprécieront trop les candidats, les plus indulgents leur assigneront des nombres trop forts.

La dépréciation pourra même être effectuée de mauvaise foi dans l'intention d'écarter le concurrent qu'on craint le plus. En effet, dans l'exemple que je viens de donner, 35 électeurs sachant que les meilleurs candidats sont A et B, et voulant exclure A, n'ont qu'à s'entendre pour le placer au dernier rang, ils rendront inutile le vœu d'une majorité très-prononcée en sa faveur. Il n'est pas douteux que, dès qu'une pareille circonstance est remarquée, les passions ne la mettent bientôt à profit. Et qu'on ne croie pas qu'elle ne puisse avoir lieu que dans quelques cas; elle est au contraire très-étendue; car si l'on désigne par $m + n$ le nombre des électeurs, qu'il y ait m bulletins dans la forme ABC, et n dans la forme BCA, A ne pourra être élu qu'autant que

$$3m + n > 2m + 3n \quad \text{ou} \quad m > 2n:$$

il lui faudra donc plus des $\frac{2}{3}$ des suffrages individuels. Les inconvénients de ce scrutin deviennent encore plus graves si le nombre des candidats est plus considérable.

157. Lorsqu'on a reconnu la très-grande difficulté, pour ne pas dire l'impossibilité d'obtenir, par les appréciations de chaque électeur, une évaluation exacte du mérite respectif des candidats, il faut en revenir à prendre pour cette mesure le vœu bien exprimé de la majorité, et le moyen qui se présente pour connaître ce vœu est de consulter chaque électeur sur ces candidats comparés deux à deux. C'est à quoi peuvent servir les numéros affectés à chaque candidat, pourvu qu'on ne leur assigne d'autre fonction que d'exprimer le rang dans lequel ils sont placés par les électeurs.

En établissant un certain ordre, ABC par exemple, le votant affirme les propositions suivantes :

$$\left.\begin{array}{l}\text{A vaut mieux que B}\\ \text{B vaut mieux que C}\end{array}\right\}, \quad \text{d'où il suit A vaut mieux que C;}$$

ce que, pour abréger, nous exprimerons par

$$A > B, \quad B > C, \quad \text{d'où} \quad A > C.$$

Cela posé, 3 candidats pouvant être rangés 2 à 2 de six manières différentes, il faudra, en décomposant les scrutins comme ci-dessus, chercher quels sont les arrangements qui ont obtenu le plus grand nombre de voix, et en déterminer les conséquences sur l'ordre à établir entre les 3 candidats.

Supposons que 60 électeurs se soient partagés sur l'ordre des candidats comme il suit :

23 pour ACB, 19 pour BCA,
16 pour CBA, 2 pour CAB;

formant d'abord la comparaison de A avec B, on trouvera que la proposition $A > B$ est établie par $23 + 2 = 25$ suffrages, et sa contradictoire $B > A$ par $19 + 16 = 35$;

La proposition $A > C$ par 23, et sa contradictoire $C > A$ par $19 + 16 + 2 = 37$;

La proposition B > C par 19, et sa contradictoire C > B par $23 + 16 + 2 = 41$.

Parmi toutes ces propositions, les trois qui ont obtenu le plus de suffrages sont donc : C > B donnée par 41, C > A par 37, B > A par 35.

Ce système de propositions qui ne renferme aucune contradiction, établissant l'ordre CBA, donne la supériorité absolue au candidat C, qui n'aurait eu que 18 voix sur 60 si l'on n'avait écrit qu'un seul nom sur chaque bulletin, tandis que A en aurait 23 et B 19, et si, conformément à l'usage établi quand l'élection doit être faite à la majorité absolue, on eût obligé les électeurs, dans un nouveau scrutin (le *ballottage*), à ne voter que sur les deux candidats qui avaient obtenu le plus de voix, C aurait été exclu. Il est visible que ce dernier défaut du scrutin ordinaire croît avec le nombre des votants et des candidats, et qu'un petit nombre d'électeurs qui s'entendent peut forcer la majorité, dont les voix se sont dispersées sur un grand nombre de candidats, à choisir entre deux qu'elle repousserait si elle en avait la liberté.

158. Dans l'exemple précédent, les trois propositions qui ont obtenu le plus de voix sont, comme nous l'avons remarqué, compatibles entre elles et toutes nécessaires si l'on veut établir un ordre définitif entre les candidats ; car les deux premières laissent indéterminée la subordination qui doit exister entre A et B ; mais cela n'arrive pas toujours. Si, le nombre des électeurs restant le même, leurs voix étaient divisées de cette manière,

12 pour ABC, 9 pour ACB, 20 pour BCA,
10 pour CAB, 9 pour CBA,

on trouverait, en opérant comme ci-dessus,

A > B par 31 suffrages et B > A par 29,
A > C par 21 suffrages et C > A par 39,
B > C par 32 suffrages et C > B par 28;

rapprochant alors les propositions qui ont obtenu le plus de voix, on tomberait sur le système

$C > A$ donnée par 39, $B > C$ par 32 et $A > B$ par 31,

dont les deux premières conduisent nécessairement à $B > A$, résultat contraire à la troisième.

Pour échapper à cette contradiction, Condorcet, qui a discuté avec beaucoup de soin et à plusieurs reprises la théorie des élections, propose de ne composer le résultat final qu'avec deux propositions lorsqu'elles ont une conséquence nécessaire, et de chercher ensuite, parmi les trois systèmes qu'on peut faire en combinant deux à deux les trois propositions indiquées ci-dessus, celui qui a obtenu le plus de suffrages, en réunissant les votes qui ont été donnés à chacune des propositions dont il est composé. Or on trouve ainsi

71 suffrages pour	$C > A$,	$B > C$,	d'où l'ordre	BCA,
70 suffrages pour	$C > A$,	$A > B$,	d'où l'ordre	CAB,
63 suffrages pour	$B > C$,	$A > B$,	d'où l'ordre	ABC;

c'est donc le premier système qui est voté le plus fortement, et auquel il faut s'arrêter si toutefois on est forcé de consommer l'élection (*). Cette dernière restriction a paru très-nécessaire à M. Daunou, qui présente contre cette manière de combiner les propositions des difficultés très-fondées, et qui pense que, dans ce cas douteux où il ne saurait y avoir de majorité bien prouvée, le seul parti à prendre, si l'on ne pouvait remettre l'élection, serait de choisir le candidat qui a la pluralité relative (**).

159. Les propositions comparées dans les numéros précédents, par rapport au nombre de suffrages qu'elles ont obtenu, pourraient l'être par rapport à leur probabi-

(*) *Essai sur la Probabilité des décisions,* Discours préliminaire, p. lxvij.

(**) *Mémoire sur les Élections,* p. 63.

lité lorsque celles de la vérité et de l'erreur de chaque vote sont connues. Par exemple, un scrutin de 33 votes, sur lesquels 18 sont pour A > B et A > C, 15 pour B > A et C > A, 32 pour B > C et 1 pour C > B, conduirait à l'élection de A par les propositions A > B et A > C, dont le système a une probabilité

$$\frac{v^3}{v^3+m^3}\cdot\frac{v^3}{v^3+m^3} \quad (151 \text{ et } 17);$$

mais la très-grande pluralité qu'a obtenue la proposition B > C donne, dans le cas où v surpasserait un peu m, plus de probabilité au système B > C et B > A, quoique la seconde proposition n'ait que la minorité des suffrages.

En effet, la probabilité de ce dernier système étant

$$\frac{v^{31}}{v^{31}+m^{31}}\cdot\frac{m^3}{v^3+m^3},$$

si l'on fait $m=\alpha v$, qu'on réduise au même dénominateur les probabilités du premier et du second système, on trouve pour les numérateurs

$$1+\alpha^{31} \quad \text{et} \quad \alpha^3(1+\alpha^3),$$

expressions qui deviennent 1,038 et 1,260 lorsque $\alpha=0,9$. « Ainsi, dit Condorcet, le système pour lequel on con- » clut la pluralité n'est pas nécessairement celui qui a la » plus grande probabilité (*) »; mais cependant on ne doit pas adopter ce dernier dans tous les cas, parce que souvent l'une des deux propositions n'ayant qu'une probabilité fort petite impliquerait contradiction avec d'autres qui en ont une plus grande.

Si l'on joint à cette difficulté celle de constater la probabilité de chaque vote, on sera bien fondé à s'en tenir, dans les élections, à la recherche du vœu de la majorité,

(*) *Essai sur la Probabilité des décisions*, p. 123.

ce qui, comme on vient de le voir, n'est pas toujours une chose aussi simple qu'on pourrait le penser. En réduisant le nombre des votants on facilite beaucoup la formation des votes et leur dépouillement. Cette raison, jointe à d'autres que ce n'est pas ici le lieu d'exposer, a conduit à établir plusieurs degrés d'élection pour arriver à un choix définitif, c'est-à-dire à faire nommer d'abord des électeurs qui doivent à leur tour en choisir d'autres, et ainsi de suite; mais, par ce mode, l'influence de la volonté générale diminue à chaque nouveau degré qu'on ajoute à l'élection, et le choix de l'assemblée la plus élévée est souvent très-différent de celui qu'aurait indiqué cette volonté, si on l'avait immédiatement consultée : un calcul fort simple rend très-frappante la vérité de cette assertion (*).

De la Probabilité des milieux pris entre plusieurs observations.

160. Pour achever de parcourir les principales applications du calcul des probabilités, il me reste à parler de la méthode de prendre le milieu entre plusieurs résultats ou observations, en ayant égard aux diverses probabilités des erreurs, ou de déterminer les corrections les plus avantageuses que des valeurs déjà très-approchées doivent subir pour satisfaire le mieux possible à un grand nombre d'observations. Cette recherche, commencée par Lagrange, éclaircie par Euler (**), a été poussée très-loin par Laplace; mais, comme elle se rapporte principalement à l'Astronomie et dépend de la forme des méthodes employées dans cette science, elle sort des limites que j'ai dû

(*) *Voyez* les remarques de M. Gergonne, *Annales de Mathématiques*, t. VI, p. 1.

(**) *Mélanges de la Société de Turin*, t. V, p. 167. *Nova Acta Acad. Petropolitanæ*, t. III, p. 289.

me prescrire. Je me bornerai seulement à donner une idée de la manière dont le calcul des probabilités s'applique au cas le plus simple de la question, celui où il s'agit de prendre le milieu entre plusieurs déterminations immédiates de la quantité cherchée.

Dans le principe, on a comparé les observations aux jets d'un dé ayant autant de faces qu'on admettait d'erreurs possibles, et l'on a supposé d'abord que ces erreurs étaient également probables. Par exemple, si, pour se rendre compte d'une mesure dont le résultat ne peut pas s'éloigner de la vérité, soit en plus, soit en moins, au delà de 5 parties très-petites, comme 5 secondes de degré, on conçoit un dé ayant 11 faces marquées par les nombres

$$-5,\ -4,\ -3,\ -2,\ -1,\ 0,\ +1,\ +2,\ +3,\ +4,\ +5;$$

un nombre n d'observations étant assimilé au jet de n dés semblables, les erreurs dont peut être affectée la somme de ces observations seront exprimées par la somme des points que peuvent présenter les dés. Il suit de là et du n° 56 que cette somme pourra recevoir toutes les valeurs marquées par les exposants de x dans le développement du polynôme

$$\left\{\begin{matrix} x^{-5}+x^{-4}+x^{-3}+x^{-2}+x^{-1}+x^{0} \\ +x^{1}+x^{2}+x^{3}+x^{4}+x^{5} \end{matrix}\right\}^{n}.$$

Le terme affecté de l'exposant zéro répondant au cas où toutes les erreurs se sont compensées dans la somme des observations, son coefficient, divisé par $(11)^n$, exprimera la probabilité que cette somme est exacte, et qu'en la divisant par le nombre n des observations on aura la vraie valeur de la quantité cherchée.

Si, au lieu de se borner au terme dont l'exposant est 0, on embrasse plusieurs autres termes, on en déduira alors la probabilité que l'erreur de la somme des observations est renfermée entre certaines limites. Ainsi, en réunissant les

termes dont les exposants sont $-2, -1, 0, +1, +2$, on aura la probabilité que l'erreur de la somme des observations ne surpassera pas 2 secondes, soit en plus, soit en moins ; erreur qui, dans le résultat, étant divisée par n, sera comprise entre les limites $-\frac{2}{n}$ et $+\frac{2}{n}$.

Le développement du polynôme proposé s'abrége beaucoup par le procédé du n° 56. Dans l'exemple ci-dessus, on a

$$(x^{-5}+x^{-4}+\ldots+x^{4}+x^{5})^{n}=x^{-5n}(1+x+\ldots+x^{9}+x^{10})^{n}$$
$$=x^{-5n}\left(\frac{1-x^{11}}{1-x}\right)^{n}=x^{-5n}(1-x^{11})^{n}(1-x)^{-n},$$

et il ne sera pas difficile de former le coefficient du terme affecté de tel exposant qu'on voudra.

161. Quand on assigne aux erreurs des probabilités diverses, cela revient à supposer que chacune de ces erreurs est marquée sur un nombre de faces proportionnel à sa probabilité ; en sorte que si l'on suppose toutes ces probabilités réduites au même dénominateur, et représentées par la lettre e, numérotée d'après l'erreur à laquelle elle se rapporte, les chances d'erreur dans la somme des observations seront données par les coefficients des puissances de x dans le développement du polynôme

$$(e_{-5}x^{-5}+e_{-4}x^{-4}+\ldots+e_{0}x^{0}+\ldots+e_{4}x^{4}+e_{5}x^{5})^{n},$$

si le nombre des erreurs possibles est encore limité à 5.

On voit que par cette manière d'envisager la question, la difficulté est tout entière dans la longueur des calculs, qui devient excessive dès que le nombre des erreurs possibles et l'exposant n sont considérables ; et c'est à diminuer cette difficulté que s'est attaché Lagrange dans le Mémoire cité.

Il a fait aussi plusieurs hypothèses sur les probabilités des erreurs. En supposant, par exemple, les erreurs d'au-

tant moins probables qu'elles sont plus-grandes, et se bornant toujours aux nombres de l'exemple précédent, on pourrait prendre pour la lettre e la progression

$$1,\ 2,\ 3,\ 4,\ 5,\ 6,\ 5,\ 4,\ 3,\ 2,\ 1;$$

en sorte que le polynôme à développer serait

$$(x^{-5}+2x^{-4}+3x^{-3}+4x^{-2}+5x^{-1}+6x^{0}\\ +5x^{1}+4x^{2}+3x^{3}+2x^{4}+x^{5})^{n}.$$

Quant au dénominateur commun des probabilités des erreurs, c'est évidemment la somme des nombres substitués aux e.

Si ces probabilités ne formaient pas une progression symétrique comme la précédente, tant par rapport aux erreurs positives qu'aux négatives, il pourrait arriver que le plus grand terme du développement ne serait pas affecté de x^0, mais d'une autre puissance de x, dont l'exposant indiquerait alors l'erreur la plus probable dans la somme des observations. Il faudrait donc corriger cette erreur avant de diviser la somme donnée, et le quotient obtenu ensuite serait le résultat le plus probable.

162. Voilà à peu près toutes les notions élémentaires qu'on peut donner sur ce sujet. Pour s'élever au delà il faudrait l'étendre beaucoup, et d'abord remarquer qu'une observation pouvant différer du vrai, par des intervalles aussi petits qu'on voudra, le nombre des erreurs à considérer, quoique assujetti à des limites finies, doit néanmoins être regardé comme infini, ce qui fait entrer cette recherche dans le domaine du Calcul intégral. (*Voyez* la Note III.)

Ensuite, le plus souvent, les quantités à déterminer ne sont pas données immédiatement par les observations : elles doivent seulement être telles, que par certaines combinaisons avec des nombres antérieurement connus elles représentent ces observations; et si elles ne le font pas

exactement, c'est qu'il y a erreur, soit dans ces quantités, soit dans les observations mêmes. Cette dernière circonstance fait que dans le problème il y a bien plus d'équations que d'inconnues; et la manière de les combiner, pour en obtenir le résultat qui a la plus grande probabilité, ainsi que de déterminer cette probabilité, dépendant de la forme de ces équations, sort entièrement des limites de ce traité. Je dirai seulement que la règle la meilleure, celle de rendre un *minimum* la somme des carrés des erreurs, où elles entrent dans leur entier, quel que soit leur signe, a été établie d'une manière très-simple par Legendre. Quant à l'évaluation de la probabilité du résultat auquel elle conduit, on la trouve dans la *Théorie analytique des Probabilités*, et dans un Mémoire où M. Plana a traité de nouveau ce sujet avec beaucoup d'étendue et de clarté : M. Poisson s'en est aussi occupé depuis (*).

De l'évaluation morale des Probabilités.

163. Lorsque le calcul des probabilités est appliqué à des sujets qui intéressent notre fortune ou notre vie, des nombres abstraits paraissent peu propres à nous faire connaître l'importance que nous devons attacher à ses résultats. Mais si l'objet de ce calcul est de ramener, au-

(*) *Voyez* d'abord *Nouvelles méthodes pour la détermination des orbites des comètes*, par Legendre, p. 72. Depuis la publication de ce Mémoire, M. Gauss, dans sa *Theoria motus corporum cœlestium*, a déclaré qu'il était parvenu, de son côté, à cette règle. *Voyez* ensuite le chapitre IV de la seconde partie de la *Théorie analytique des Probabilités*, par Laplace; puis, dans les *Mémoires de l'Académie de Turin*, années 1811-1812, celui de M. Plana, et dans la *Connaissance des Temps* pour 1827, celui de M. Poisson. M. Gauss a publié sur ce sujet un ouvrage spécial ayant pour titre : *Theoria combinationis observationum minimis erroribus obnoxiæ*; M. Fourier a aussi donné quelques règles, mais sans démonstration (*voyez* le *Bulletin des Sciences* publié par M. de Ferussac, part. math., t. II, p. 88), et M. Puissant a fait, aux résultats des opérations géodésiques, l'application du calcul des probabilités (*Académie des Sciences*, t. X et XI).

tant que faire se peut, nos impressions à une mesure exacte, il doit nous offrir aussi le moyen de trouver une impression équivalente à une mesure donnée. En effet, placés au milieu d'une foule de dangers que nous sommes obligés de braver, soit pour notre intérêt ou pour notre plaisir, et sur lesquels l'habitude et l'opinion générale paraissent assez constantes, les probabilités de ces dangers peuvent servir de termes de comparaison avec ceux qui ont été calculés et non encore éprouvés.

Pour un intérêt assez modique, un homme prudent entreprend une traversée plus ou moins longue sur mer, un passage difficile, par exemple celui du pont Saint-Esprit lorsqu'on descend le Rhône en bateau, et une foule d'autres actions assujetties à des risques divers. Si donc on avait des relevés exacts qui fissent connaître la proportion des accidents aux succès, on en déduirait une échelle de probabilités, dont la valeur morale serait mesurée par l'importance attachée aux résolutions qu'exigent les entreprises dont il s'agit. On pourrait aussi comprendre dans cette classe les risques pécuniaires auxquels se soumettent, dans l'espoir d'un gain plus ou moins considérable, des hommes connus pour leur expérience et leur sagesse dans la conduite de leurs affaires; mais ces données manquant, on a tâché d'y suppléer par les Tables de mortalité (*).

Buffon s'en est servi pour déterminer une limite au-dessous de laquelle toute probabilité devait être regardée comme nulle (82); il fixa cette limite à $\frac{1}{10000}$, parce qu'aucun homme dans son bon sens n'est frappé de la crainte de mourir dans le jour, et que sur 10000 personnes il en meurt une dans cet intervalle. Daniel Bernoulli observa d'abord que pour former cette valeur avec exactitude, il

(*) *Essai sur la Probabilité des décisions*, p. 225, et Discours préliminaire, p. cvij.

fallait n'y pas comprendre les individus qui avaient une maladie ou des motifs connus de craindre une mort prochaine; et Condorcet pensait qu'un risque nécessaire et habituel ne pouvait pas servir de terme de comparaison lorsqu'il s'agit d'une détermination volontaire; que d'ailleurs on ne pouvait pas se borner à ce seul terme, et qu'il en fallait au contraire un très-grand nombre, afin qu'il y en eût pour les diverses spéculations qu'on pouvait se proposer. Cette dernière objection me paraît au fond la plus solide; car si nous nous habituons pour nous-mêmes au danger de mourir dans un intervalle de temps très-court, nous l'apprécions mieux à l'égard des autres, et nous faisons reposer des intérêts plus ou moins grands sur l'existence des personnes, d'après leur âge et l'état de leur santé.

En calculant donc le risque de mourir dans l'intervalle d'un an, d'un mois, d'une semaine, d'un jour, d'une heure même, pour des personnes bien portantes de différents âges, on formera sans peine l'échelle dont nous avons parlé.

La Table dressée par Deparcieux sur les individus choisis (126) donne, à l'âge de 20 ans, la probabilité

$\frac{8}{814}$ ou environ $\frac{1}{100}$ de mourir dans l'année,

$\frac{8}{814.12} = \frac{1}{1221}$ » dans le mois,

$\frac{8}{814.52} = \frac{1}{5291}$ » dans la semaine,

$\frac{8}{814.365}$ ou environ $\frac{1}{37139}$ » dans le jour,

$\frac{1}{814.365.24} = \frac{1}{891330}$ » dans une heure.

Ces probabilités varient avec l'âge, mais par des différences qui sont d'autant moindres, que l'intervalle de

temps est plus court. Prenant dans la même Table les probabilités analogues pour l'âge de 50 ans, on trouve

$$\frac{10}{581} \text{ dans un an, } \quad \frac{10}{581.52} \text{ dans une semaine, etc.}$$

Si l'on retranche de ces dernières celles qui correspondent à l'âge de 20 ans, la différence sera le mesure de l'augmentation que l'âge apporte au risque de mourir pendant l'année, la semaine, etc., augmentation dont l'importance morale est fort petite ; car un homme de 50 ans qui jouit d'une bonne santé n'appréhende guère plus de mourir dans un intervalle très-court, qu'un jeune homme de 20 ans. Ce genre de probabilités était celui que Condorcet proposait de préférence, comme pouvant servir de terme de comparaison. Au reste, ce ne sont encore là que des vues qu'il ne faut pas trop restreindre ; car il est évident que le sujet ne saurait admettre des nuances bien délicates, et que le but est rempli quand on a offert à l'imagination un rapprochement qu'elle peut saisir.

Résumé général.

164. Dans les *Notions préliminaires* formant le premier paragraphe de ce Traité, j'ai tâché de faire sortir celle de la probabilité, des habitudes mêmes de notre entendement, et de montrer que, reposant par sa nature sur une énumération, elle pouvait être susceptible de se prêter au calcul, au moins dans un grand nombre de cas. Après avoir parcouru les plus importants, il me paraît utile de résumer les circonstances remarquables qu'ils nous ont offertes, comme devant compléter le Tableau de la science, déjà ébauché en parlant de son origine.

Déterminer le rapport du nombre des chances qui amènent un événement, au nombre total des chances qui peuvent arriver, en descendant jusqu'à celles qui sont également possibles, tel est le problème à résoudre quand

les événements sont produits par des combinaisons dont les éléments sont donnés, et dont le mode est connu, ce qui est le cas des jeux ; et l'on sent qu'alors le calcul doit souvent rectifier les simples aperçus du bon sens, qui ne peut pas suivre le détail des combinaisons, lorsqu'elles se multiplient et se compliquent au delà d'un certain terme. Aussi avons-nous donné plusieurs exemples d'erreurs remarquables (19, 24, 46).

Le penchant qui nous fait attendre avec plus de confiance l'arrivée de l'événement par rapport auquel nous pouvons répéter plus souvent le jugement de possibilité que le jugement contraire (5) ne serait, dans le cas qui nous occupe, qu'une illusion, si la théorie mathématique des combinaisons ne montrait pas que le nombre de celles qui sont favorables à ce penchant augmente à mesure qu'on embrasse un plus grand nombre d'épreuves (33), et qu'elles conduisent à des probabilités dont la grandeur frappe également tous les esprits ; en sorte que le temps donnerait aux plus grossiers la preuve de ce qui ne peut d'abord être saisi que par une sagacité très-exercée : et de là se déduit le petit nombre de propositions suffisantes pour fonder les motifs qui nous font croire à la probabilité (39, 40) (*).

Cette même propriété de la répétition des épreuves conduit à l'évaluation pécuniaire des événements aléatoires, et mettant en évidence les suites que doit avoir nécessairement à la longue la plus petite inégalité dans le sort des joueurs, dès qu'elle est constante (69), montre combien il est imprudent de se livrer au jeu quand on y a du désavantage, et même de risquer des sommes un peu considérables, quand le jeu est égal, parce que, dans une

(*) Le fond de ces diverses propositions est renfermé dans ce jugement de Gibbon : « *Les lois de la probabilité, si vraies en général, si trompeuses en particulier.* » (*Mémoires de Gibbon*, t. 1er, p. 261-262 de la traduction française.)

longue suite de parties, il devient de plus en plus probable que l'un des joueurs éprouvera une perte surpassant telle somme qu'on voudra (71).

165. Ce n'est pas pour les seuls événements que nous pouvons voir sortir des combinaisons qui les produisent, que la probabilité acquiert du crédit sur notre esprit : elle opère de même à l'égard de la répétition des faits dont l'origine nous est totalement inconnue. En assimilant la production de ces faits au jet d'un dé, au tirage de numéros pris au hasard dans une urne, on doit en effet conclure du théorème de Jacques Bernoulli (34) que, si des observations multipliées manifestent, dans la succession des divers événements, des rapports renfermés entre des limites peu distantes, ces rapports indiquent à peu près les probabilités simples d'après lesquelles on peut conjecturer sur l'avenir. Le sentiment de la constance des lois de la nature, inspiré de bonne heure par l'immense répétition des mêmes successions dans le plus grand nombre des faits qui se passent sous nos yeux, avait conduit à cet aperçu; mais il n'était pas inutile, ce me semble, de le voir sortir aussi du développement des combinaisons mathématiques, et, ce qui est encore plus remarquable, de l'obtenir comme le terme moyen du nombre infini d'hypothèses qu'on peut faire sur la possibilité des événements dont les causes sont tout à fait ignorées (87, 93). C'est sous cette dernière forme qu'il est bien circonscrit, qu'on reconnaît les bornes où il faut le renfermer, et comment l'assurance diminue à mesure que l'étendue de l'avenir augmente par rapport à celle du passé (91).

La fréquente succession des mêmes faits, qui mène à l'idée d'une liaison nécessaire entre eux, étant soumise au calcul, donne une mesure de la probabilité de cette liaison, et montre jusqu'à quel point on peut y compter,

quand même on n'aurait pas d'autres motifs de l'établir (104, 105). Cette théorie mérite quelque attention, puisqu'elle offre un moyen très-spécieux de réfuter les excès du scepticisme, sans recourir à ces principes posés *à priori*, et tout au moins aussi douteux et aussi obscurs que ce qu'on veut prouver par leur secours.

166. La détermination des probabilités par le nombre et le mode des combinaisons; le même problème, lorsqu'on n'a pour données que l'observation des événements passés; enfin la détermination de la probabilité de l'existence des causes, ou, pour parler plus exactement, des tendances naturelles à la production des événements qui sont plus répétés que d'autres, sont donc des questions dont la solution n'est pas seulement curieuse comme pouvant exiger beaucoup de science de calcul, mais encore comme donnant des fondements plus solides aux principes généraux de l'art de conjecturer (*).

167. Pour appliquer cet art, il faut des données; et suivant leur nature elles seront susceptibles ou non de se prêter au calcul. Celles de la première espèce ne manquent point dans les jeux, où elles se tirent des conventions établies et de la forme des instruments aléatoires. Dans les autres applications, ce sont des faits qui n'ont encore été recueillis que d'une manière très-incomplète,

(*) La dernière de ces questions, considérée en général, a bien l'importance qu'on lui attribue ici, mais non pas dans toutes ses applications. La connaissance de la valeur précise de la probabilité, que des effets sont dus à une cause plutôt qu'au hasard, n'apprenant rien sur la nature de cette cause, paraît bien loin de répondre par son utilité à l'appareil de calcul qu'exige très-souvent sa détermination. Quand la répétition des faits ou leur constance est suffisamment constatée par les moyens les plus simples, on essaye de les lier par des hypothèses; et l'histoire des sciences prouve qu'on marche à cet égard du simple au composé, en suivant l'ordre des apparences, qu'on prend d'abord ce qu'on voit pour ce qui est, et qu'on rapporte les formes et les effets nouveaux à ceux qui semblent les plus répétés.

et pour certaines classes seulement. La principale, celle des faits concernant la durée de la vie humaine, a fourni d'utiles spéculations, et d'autant plus sûres, qu'elles ont été appuyées sur les éléments plutôt observés que conclus; car, ainsi qu'on l'a vu plusieurs fois dans le cours de cet ouvrage, c'est par les hypothèses imaginées pour suppléer aux observations immédiates, que l'erreur s'introduit dans le calcul. Les questions qui s'y montrent le plus rebelles sont, sans contredit, celles qui tiennent à la volonté des hommes; mais cependant nos actions ont des conséquences aussi nécessaires que celles de toutes les autres forces de la nature, et laissent des traces qui, scrupuleusement examinées, discutées et énumérées, fournissent *à posteriori* une mesure de la valeur de ces actions. Si, par rapport aux témoignages, aux jugements, les passions se jouent du calcul, leurs effets bien observés en préciseraient toute l'influence beaucoup mieux que les déclamations auxquelles on peut aisément, avec de bonnes intentions et peu de lumières, se livrer sur un sujet tant rebattu (*).

Ainsi ne nous lassons pas de répéter, avec tous ceux

(*) En exemple de ce grand fait, on peut citer les *Comptes généraux de l'Administration de la justice criminelle*, publiés en France depuis 1825. On y voit, dans les rapports des divers genres de crimes, classés suivant les sexes, les âges, les localités, etc., une constance déjà bien marquée, offrant des résultats curieux et peut-être utiles. (*Voyez*, d'une part, les recherches de M. Quetelet, dans les *Mémoires de l'Académie de Bruxelles*, t. VII, et dans la *Revue encyclopédique*, mars 1833; et de l'autre, l'*Essai sur la Statistique de la France*, par M. Guerry.)

En général, depuis quelques années, la comparaison des *phénomènes sociaux* a pris un développement très-considérable. MM. Benoiston de Châteauneuf, Charles Dupin, Quetelet, Villermé et d'autres ont dépouillé, sous de nouveaux points de vue, les registres de l'état civil, de la conscription, des écoles, les états de consommation, et en ont tiré des conséquences intéressantes. Si l'on peut trouver que dans quelques-unes de ces comparaisons le nombre des faits recueillis n'est pas encore assez considérable pour que, les moyennes variant peu, les résultats aient une grande probabilité, les auteurs auront au moins le mérite incontestable d'avoir préparé à leurs successeurs des cadres importants.

qui désirent sincèrement les progrès de la civilisation, qu'il en faut toujours revenir aux faits; que tout, à la longue, peut se compter, se mesurer, et par conséquent être soustrait, au moins en grande partie, à l'empire de l'imagination; mais disons aussi qu'on ne saurait atteindre ce point si désirable qu'en mettant la plus grande rigueur et le plus grand détail dans la classification des faits, afin d'éviter ces associations irréfléchies et inexactes qui chargent les meilleurs principes de conséquences odieuses tout à fait étrangères à ces principes, comme on pourrait le prouver, non-seulement par des discussions raisonnées, mais en montrant par les faits que les mêmes conséquences ont pu être tout aussi légitimement attribuées aux principes les plus opposés.

Enfin, quand les faits manquent ou ne sont pas concluants, la discussion qu'il faut substituer aux mouvements d'un enthousiasme souvent factice, par lesquels on a égaré les hommes dans tous les sens, cette discussion, dis-je, doit prendre des formes assez analogues à celles du calcul. Balancer des avantages et des inconvénients, séparer des exceptions, fixer des limites, n'est-ce pas en effet une sorte de manière de compter? et quand l'affirmatif et le négatif se montrent au même degré, peut-on faire autrement que de rester dans le doute jusqu'à ce que de nouveaux faits l'aient dissipé (*)?

(*) Franklin s'était fait, pour cette sorte de calcul, qu'il appelait *Algèbre morale*, une méthode qui revient, au fond, à ce qu'on a dit dans la note de la page 16, et qu'il recommande au célèbre Priestley, dans les termes suivants :

« Je ne puis, dans l'affaire importante sur laquelle vous demandez mon avis, me permettre, faute de données suffisantes, d'influencer votre détermination; mais si cela vous est agréable, je vous apprendrai comment vous parviendrez à prendre vous-même, à l'avenir, une décision. Dans le cas de ces hypothèses embarrassantes, d'où provient surtout la difficulté? De ce qu'alors même que nous les méditons le plus, toutes les raisons qu'on pourrait alléguer pour ou contre elles ne se présentent pas d'abord à notre esprit. Une de ces raisons nous frappera dans un temps, bientôt

nous la perdons de vue, et c'est alors une autre qui lui succède : de là toutes ces incertitudes, ces alternatives, ces irrésolutions auxquelles nous sommes en proie ; de là cette perplexité qui nous tourmente. Voici quelle est ma méthode pour parer à cet inconvénient : je divise en deux colonnes, par un trait, une feuille de papier ; j'inscris en tête de l'une de ces colonnes le mot *pour*, et en tête de l'autre le mot *contre*. Après deux ou trois jours de réflexions, j'écris au-dessous de chacune de ces têtes de petites notes sur les différentes raisons qui se présentent de temps à autre à mon imagination, *pour* et *contre* la mesure que je dois adopter. Lorsque enfin j'ai réuni sur ce petit mémorial une masse suffisante de raisons contradictoires, je me mets en devoir de peser leurs valeurs respectives. Si je trouve que *deux* raisons (*une* de chaque côté) soient d'un même poids, je les élimine toutes les deux ; qu'*une* raison *pour* égale *deux* raisons *contre*, je supprime le *tout* ; que *deux* raisons *contre* égalent *trois* raisons *pour*, j'efface les *cinq*, et ainsi de suite, jusqu'à ce que je trouve enfin de quel côté demeure la *balance*. Après deux nouveaux jours de réflexions, si quelque arrière-pensée importante n'est venue apporter de changement à ma *balance*, j'en fais l'arbitre de ma décision. Quoiqu'on ne puisse, à la rigueur, supputer et peser des raisons ensemble avec autant d'exactitude qu'on établit des quantités algébriques, cependant, quand, après avoir discuté séparément et comparativement chacune de ces raisons, j'en ai reproduit sous mes yeux toute la masse contradictoire, je pense qu'il me devient plus facile d'asseoir un jugement et de prendre une détermination : je me crois en même temps moins exposé à commettre des erreurs. Il est de fait que je n'ai retiré que de très-grands avantages de cette espèce d'équation, dans ce qu'on peut appeler une *Algèbre morale*. »

(*Correspondance inédite* de Franklin, lettre du 19 septembre 1772 à Priestley, t. I, p. 29. Paris ; Janet père, 1817.)

NOTE I.

Sur le n° 27, page 40.

1° La formule de Stirling donne immédiatement la somme des logarithmes des termes d'une progression par différence. En prenant la suite des nombres naturels depuis 1 jusqu'au nombre quelconque x, on a

$$\begin{aligned} &\mathrm{l}\,1 + \mathrm{l}\,2 + \mathrm{l}\,3 + \ldots + \mathrm{l}\,x \\ &= \frac{1}{2}\mathrm{l}\,2\pi + \left(x + \frac{1}{2}\right)\mathrm{l}\,x - x + \frac{1}{12x} - \frac{1}{360x^3} + \ldots, \end{aligned}$$

π désignant le rapport de la circonférence au diamètre (*). Les logarithmes indiqués étant pris dans le système népérien, il faudra, si l'on veut employer les logarithmes ordinaires, multiplier par le module 0,4342945 les termes où il n'entre pas de logarithmes.

En passant aux nombres, et désignant par e le nombre 2,7182818, dont le logarithme népérien est l'unité, il vient

$$1.2.3\ldots x = \sqrt{2\pi}\cdot\frac{x^{x+\frac{1}{2}}}{e^x}\cdot e^{\frac{1}{12x} - \frac{1}{360x^3} + \ldots},$$

(*) *Voyez* le IIIe volume de mon *Traité du Calcul différentiel et du Calcul intégral*, in-4°, ou la fin du *Traité élémentaire* sur le même sujet.

On pourrait facilement introduire dans les Tables de logarithmes les sommes de ceux des nombres consécutifs, ce qui serait fort utile pour calculer les termes des puissances élevées des binômes, comme je l'ai indiqué dans le n° 137. On trouve une Table de cette espèce à la fin des *Miscellanea analytica* et de *the Doctrine of Chances*, par Moivre; en 1824, M. Degen, professeur à Hanau, en a publié une plus étendue, qui donne ces sommes pour tous les nombres jusqu'à 1200, avec 18 décimales : il y a joint d'autres Tables et des développements sur le même sujet, fort utiles pour le calcul des probabilités. L'ouvrage de M. Degen est intitulé : *Tabularum ad faciliorem et breviorem probabilitatis computationem utilium enneas.*

produit dans lequel le dernier facteur approche d'autant plus de l'unité que le nombre x est plus considérable (*).

2° Cela posé, on obtient, pour le produit

$$p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+1)=\frac{p(p-1)\ldots 1}{1.2.3\ldots(p-q)},$$

l'expression

$$\frac{e^{p+\frac{1}{2}}}{e^{p}}\cdot\frac{e^{p-q}}{(p-q)^{p-q+\frac{1}{2}}}\cdot\frac{e^{\frac{1}{12p}-\ldots}}{e^{\frac{1}{12(p-q)}-\ldots}}=\frac{p^{p+\frac{1}{2}}}{e^{q}(p-q)^{p-q+\frac{1}{2}}}\cdot e^{\frac{1}{12}\left(\frac{1}{p}-\frac{1}{p-q}\right)-\ldots};$$

et si on la divise par celle du produit $1.2.3\ldots q$, on trouvera que

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}$$

$$=\frac{p^{p+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi}.q^{q+\frac{1}{2}}(p-q)^{p-q+\frac{1}{2}}}\cdot e^{\frac{1}{12}\left(\frac{1}{p}-\frac{1}{p-q}-\frac{1}{q}\right)-\ldots}.$$

3° Si l'on fait $p=2q$, et qu'on divise ce dernier résultat par 2^{2q}, afin d'obtenir le rapport du développement de $(1+1)^{2q}$ avec le terme moyen, on aura

$$\frac{q)^{2q+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi}.q^{2q+1}}\times e^{\frac{1}{12}\left(\frac{1}{2q}-\frac{2}{q}\right)-\frac{1}{360}\left(\frac{1}{8q^3}-\frac{2}{q^3}\right)+\ldots}=\frac{1}{\sqrt{\pi q}}\cdot e^{-\frac{1}{8q}+\frac{1}{192q^3}-\ldots}.$$

(*) On trouve dans la *Théorie analytique des Probabilités*, p. 129, une expression du même produit, différente, en apparence, de la précédente, mais qui s'en déduit en développant l'exponentielle

$$e^{\frac{1}{12x}-\frac{1}{360x^3}+\ldots},$$

par la formule connue

$$e^{z}=1+\frac{z}{1}+\frac{z^2}{1.2}+\frac{z^3}{1.2.3}+\ldots:$$

en ordonnant le résultat suivant les puissances descendantes de x, on obtient

$$1.2.3\ldots x=\sqrt{2\pi}\,e^{-x}x^{x+\frac{1}{2}}\left(1+\frac{1}{12x}+\frac{1}{288x^2}-\frac{139}{51840x^3}+\ldots\right).$$

En posant $2q = 100$, on en déduira le nombre 0,0795892, rapporté sur la page 40.

A mesure que q augmente, l'expression ci-dessus s'approche de

$$\frac{1}{\sqrt{\pi q}} = \sqrt{\frac{2}{2\pi q}} = \sqrt{\frac{2}{\pi p}},$$

quantité qui devient de plus en plus petite.

4° Si l'on fait $p = rm + rn$, $q = rn$, pour obtenir le plus grand terme du développement de $(m+n)^{rm+rn}$ (29), on trouvera d'abord que le coefficient revient à

$$\frac{(rm+rn)^{rm+rn+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi}(rn)^{rn+\frac{1}{2}}(rm)^{rm+\frac{1}{2}}} \times e^{\frac{1}{12r}\left(\frac{1}{m+n}-\frac{1}{m}-\frac{1}{n}\right)-\ldots}$$

$$= \frac{(m+n)^{rm+rn+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi rmn}\,.\,m^{rm}n^{rn}} \times e^{\frac{1}{12r}\left(\frac{1}{m+n}-\frac{1}{m}-\frac{1}{n}\right)-\ldots};$$

puis multipliant la dernière de ces valeurs par $\frac{m^{rm}n^{rn}}{(m+n)^{rm+rn}}$, il viendra

$$\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}}\,.\,e^{\frac{1}{12r}\left(\frac{1}{m+n}-\frac{1}{m}-\frac{1}{n}\right)-\ldots}$$

pour le rapport du développement de $(m+n)^{rm+rn}$ avec son plus grand terme.

Il est visible que ce rapport diminue à mesure que r augmente, et qu'il tend sans cesse vers $\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}}$, quantité qui peut devenir aussi petite qu'on voudra, en prenant pour r un nombre suffisamment grand, ce qui s'accorde avec les remarques du n° 32.

5° Le rapport de deux termes quelconques du développement de $(m+n)^p$, affectés de $m^{p-q}n^q$ et $m^{p-q'}n^{q'}$, en négligeant, pour abréger, les séries exponentielles qu'il est bien facile de

restituer, a pour expression

$$\frac{p^{p+\frac{1}{2}}}{q^{q+\frac{1}{2}}(p-q)^{p-q+\frac{1}{2}}}\cdot\frac{q'^{q'+\frac{1}{2}}(p-q')^{p-q'+\frac{1}{2}}n^{q-q'}}{p^{p+\frac{1}{2}}\qquad m^{q-q'}}$$

$$=\frac{q'^{q'+\frac{1}{2}}(p-q')^{p-q'+\frac{1}{2}}}{q^{q+\frac{1}{2}}(p-q)^{p-q+\frac{1}{2}}}\cdot\frac{n^{q-q'}}{m^{q-q'}}.$$

6° Soit $p=rm+rn$, $q=rn$, $q'=rn-r$; l'expression précédente deviendra

$$\frac{r^{rm+rn+1}(n-1)^{rn-r+\frac{1}{2}}(m+1)^{rm+r+\frac{1}{2}}}{r^{rm+rn+1}\,n^{rn-r+\frac{1}{2}}\,m^{rm+r+\frac{1}{2}}}.$$

$$=\left(\frac{n-1}{n}\right)^{rn-r+\frac{1}{2}}\left(\frac{m+1}{m}\right)^{rm+r+\frac{1}{2}},$$

résultat remarquable par sa forme et dont la valeur numérique est susceptible de croître indéfiniment en même temps que le nombre r, ce qui prouve la proposition du n° 31.

Pour s'en convaincre, il suffit d'observer que

$$\left(\frac{n-1}{n}\right)^{rn-r}=\left(\frac{n-1}{n}\right)^{r(n-1)}=e^{r(n-1)\mathrm{l}\left(\frac{n-1}{n}\right)},$$

$$\left(\frac{m+1}{m}\right)^{rm+r}=\left(\frac{m+1}{m}\right)^{r(m+1)}=e^{r(m+1)\mathrm{l}\left(\frac{m+1}{m}\right)},$$

$$\mathrm{l}\left(\frac{n-1}{n}\right)=\mathrm{l}\left(1-\frac{1}{n}\right)=-\frac{1}{n}-\frac{1}{2n^2}-\frac{1}{3n^3}-\ldots,$$

$$\mathrm{l}\left(\frac{m+1}{m}\right)=\mathrm{l}\left(1+\frac{1}{m}\right)=\frac{1}{m}-\frac{1}{2m^2}+\frac{1}{3m^3}-\ldots,$$

ce qui donne

$$\left(\frac{n-1}{n}\right)^{rn-r}\left(\frac{m+1}{m}\right)^{rm+r}=e^{r\left(\frac{1}{2m}+\frac{1}{2n}-\frac{1}{6m^2}+\frac{1}{6n^2}+\ldots\right)};$$

car la série qui multiplie r dans la dernière expression étant convergente et toujours positive, il s'ensuit que la valeur de cette expression croît toujours avec le nombre r, et que par conséquent il en est de même de

$$\left(\frac{n-1}{n}\right)^{rn-r+\frac{1}{2}} \cdot \left(\frac{m+1}{m}\right)^{rm+r+\frac{1}{2}}$$

$$= \left(\frac{n-1}{n} \cdot \frac{m+1}{m}\right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{n-1}{n}\right)^{rn-r} \left(\frac{m+1}{m}\right)^{rm+r}.$$

Si l'on posait $q' = rn + r$, ce qui donnerait $p - q' = rm - r$, ce changement ne ferait que mettre, dans le rapport obtenu ci-dessus, m à la place de n, et réciproquement.

7° Si dans l'expression du coefficient du terme général du développement de $(m+n)^p$ (p. 274), on fait $p = rm + rn$, $q = rn - q'$, d'où $p - q = rm + q'$, et qu'on la multiplie par $\frac{m^{rm+q'} n^{rn-q'}}{(m+n)^{rm+rn}}$, elle deviendra

$$\frac{(rm+rn)^{rm+rn+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi}.(rn-q')^{rn-q'+\frac{1}{2}}(rm+q')^{rm+q'+\frac{1}{2}}}$$

$$\times e^{\frac{1}{12}\left(\frac{1}{rm+rn} - \frac{1}{rm+q'} - \frac{1}{rn-q'}\right) - \cdots} \times \frac{m^{rm+q'} n^{nr-q'}}{(m+n)^{rm+rn}},$$

et nous allons la simplifier en supposant q' très-petit par rapport aux nombres rm et rn. Le premier facteur se met aisément sous la forme

$$\frac{(m+n)^{rm+rn+\frac{1}{2}}}{\sqrt{2\pi r}.n^{rn-q'+\frac{1}{2}} m^{rm+q'+\frac{1}{2}}}$$

$$\times \frac{1}{\left(1-\frac{q'}{rn}\right)^{rn-q'+\frac{1}{2}} \left(1+\frac{q'}{rm}\right)^{rm+q'+\frac{1}{2}}};$$

effectuant la multiplication par le 3e facteur et réduisant, on obtient

$$\frac{\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}}}{\left(1-\frac{q'}{rn}\right)^{rn-q'+\frac{1}{2}}\left(1+\frac{q'}{rm}\right)^{rm+q'+\frac{1}{2}}}.$$

Observant ensuite que

$$\left(1-\frac{q'}{rn}\right)^{rn-q'+\frac{1}{2}}=e^{\left(rn-q'+\frac{1}{2}\right)\mathrm{l}\left(1-\frac{q'}{rn}\right)},$$

$$\left(1+\frac{q'}{rm}\right)^{rm+q'+\frac{1}{2}}=e^{\left(rm+q'+\frac{1}{2}\right)\mathrm{l}\left(1+\frac{q'}{rm}\right)},$$

puis développant les exposants de e, et faisant leur somme, on trouve, après les réductions,

$$-\frac{q'}{2rn}+\frac{q'}{2rm}+\frac{q'^2}{2rn}+\frac{q'^3}{2rm}+\ldots;$$

et si l'on suppose le nombre q' assez petit par rapport aux nombres rm et rn pour que son carré seul puisse entrer en comparaison avec leurs premières puissances, on réduira cette expression aux termes

$$\frac{q'^2}{2rn}+\frac{q'^2}{2rm};$$

d'où il résultera enfin

$$\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}}\cdot e^{\frac{-q'^2}{2r}\left(\frac{1}{m}+\frac{1}{n}\right)}=\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}}\cdot e^{-\frac{m+n}{2rmn}q'^2},$$

expression qui donnera une valeur approchée du rapport entre le terme affecté de $m^{rm+q'}n^{rn-q'}$ et la puissance $(m+n)^{rm+rn}$, si l'on néglige la série exponentielle qui compose le second facteur de l'expression proposée, et qu'on regarde q'^2 comme compa-

rable seulement aux premières puissances des nombres rm et rn (*).

Si l'on compare cette expression à celle du rapport entre le développement de $(m+n)^{rm+rn}$ et son plus grand terme (p. 274), on verra que

$$e^{\frac{m+n}{2rmn}q'^2}$$

est une expression approchée du quotient de ce plus grand terme divisé par celui qui est affecté de $m^{rm+q'}n^{rn-q'}$, et si l'on y fait $m=18$, $n=17$, $rm+rn=14000$, d'où $r=400$, $q'=163$, elle donne 44,7, valeur qui ne diffère pas sensiblement de celle qu'a trouvée Nicolas Bernoulli dans l'endroit cité sur la page 159, et d'où il conclut que la somme des 163 termes qui précèdent le plus considérable du développement de $(m+n)^{14000}$ et des 163 qui le suivent est au reste de ce développement dans un rapport plus grand que celui de 43,58 à 1.

On peut parvenir à ce résultat au moyen des remarques faites dans le n° 34; car si l'on conçoit que les groupes de termes formés à partir de M, de L, etc., soient composés chacun d'un nombre q' de termes, et qu'on les représente par g, g', g'',..., on aura

$$\frac{M}{L}<\frac{g}{g'},\quad \frac{g}{g'}<\frac{g'}{g''},\quad \frac{g'}{g''}<\frac{g''}{g'''},\ldots.$$

Si donc on fait $\frac{M}{L}=k$, il viendra

$$g'<\frac{g}{k},\quad g''<\frac{g'}{k}\ \text{ou}\ <\frac{g}{k^2},\quad g'''<\frac{g''}{k}\ \text{ou}\ <\frac{g}{k^3},\ldots,$$

et, par conséquent,

$$g'+g''+g'''+\ldots<\left(\frac{g}{k}+\frac{g}{k^2}+\frac{g}{k^3}+\ldots\right)<\frac{g}{k-1},$$

et cela, en quelque nombre que soient les groupes : donc enfin le groupe g sera à la somme de tous les autres dans un rapport plus grand que $k-1:1$.

(*) Elle devient celle qu'on trouve p. 278 de la *Théorie analytique des Probabilités*, lorsqu'on y change $rm+rn$ en n, rm en x, rn en x' et q' en l.

8° On peut encore obtenir plus directement la valeur approchée du rapport entre le groupe de termes désigné par g et la totalité du développement de $(m+n)^p$, en cherchant la somme des valeurs que prend l'expression

$$\sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}} \cdot e^{-\frac{m+n}{2rmn}q'^2},$$

depuis $q'=0$ jusqu'au nombre assigné pour sa plus grande valeur, au moyen de la série sommatoire donnée par Euler dans son *Calcul différentiel*, et qu'on trouve aussi aux endroits cités en note au bas de la page 272. Cette formule, qui est

$$\mathrm{S}u = \int u\,\mathrm{d}x + \frac{1}{2}u + \frac{1}{12}\frac{\mathrm{d}u}{\mathrm{d}x} + \ldots,$$

lorsqu'on y fait $x=q'$, $u=be^{-aq'^2}$, donne

$$\mathrm{S}\,be^{-aq'^2} = b\int e^{-aq'^2}\mathrm{d}q' + \frac{1}{2}be^{-aq'^2} - \frac{1}{6}baq'e^{-aq'^2} + \ldots;$$

mais on peut se borner aux deux premiers termes quand ba est fort petit, ainsi que cela a lieu pour l'exemple proposé, puisque

$$a = \frac{m+n}{2rmn}, \quad b = \sqrt{\frac{m+n}{2\pi rmn}} = \sqrt{\frac{a}{\pi}}.$$

En posant alors $q'\sqrt{a}=t$, on obtient l'expression

$$\frac{1}{\sqrt{\pi}}\int e^{-t^2}\mathrm{d}t + \frac{1}{2}\sqrt{\frac{a}{\pi}} \cdot e^{-t^2},$$

qu'il faut prendre depuis $t=0$ jusqu'à la plus grande valeur de t et doubler, si l'on veut réunir le groupe qui précède le plus grand terme à celui qui le suit; puis on y ajoutera ce terme. Dans la Note III, je reviendrai sur l'intégrale indiquée.

On peut tirer de ces formules une démonstration de la proposition du n° 34; mais celle de Jacques Bernoulli paraît préférable, non-seulement parce qu'elle est élémentaire, mais encore parce qu'on y voit mieux la marche de l'approximation que dans les calculs ci-dessus, fondés sur des séries qui ne sont point convergentes dans toute leur étendue, et où l'on néglige beau-

coup de quantités dont il ne semble pas facile d'apprécier exactement l'influence sur le résultat.

En terminant cette Note, je dois dire que la sommation de la partie moyenne des termes des puissances élevées du binôme a été ramenée à des intégrales définies par Laplace dans les *Mémoires de l'Académie des Sciences*, année 1782, p. 60, et par Legendre dans les *Exercices de Calcul intégral*, V^e partie, p. 235.

Sur le n° 91, page 145.

1° Si l'on applique à l'expression de $S_1^{(m,n)}$ (89) la formule de Stirling rapportée p. 272, on trouvera, en faisant abstraction des séries exponentielles,

$$\frac{n(n-1)\ldots 1}{(m+1)(m+2)\ldots(m+n+1)}$$

$$= \sqrt{2\pi}\cdot\frac{m^{m+\frac{1}{2}}\,n^{n+\frac{1}{2}}}{e^m\cdot e^n}\times\frac{e^{m+n+1}}{(m+n+1)^{m+n+\frac{3}{2}}}$$

$$= e\sqrt{2\pi mn}\cdot\frac{m^m n^n}{(m+n+1)^{m+n+\frac{3}{2}}}.$$

On peut simplifier la dernière de ces expressions en observant que si p est un très-grand nombre par rapport aux nombres k et l, on a sensiblement

$$\left(1+\frac{k}{p}\right)^{p+l}=e^k,$$

puisque

$$\left(1+\frac{k}{p}\right)^{p+l}=\left(1+\frac{k}{p}\right)^p\cdot\left(1+\frac{k}{p}\right)^l$$

$$=\left(1+\frac{p}{1}\frac{k}{p}+\frac{p(p-1)}{1.2}\frac{k^2}{p^2}+\frac{p(p-1)(p-2)}{1.2.3}\frac{k^3}{p^3}+\ldots\right)$$

$$\times\left(1+\frac{l}{1}\frac{k}{p}+\frac{l(l-1)}{1.2}\frac{k^2}{p^2}+\frac{l(l-1)(l-2)}{1.2.3}\frac{k^3}{p^3}+\ldots\right),$$

et que, si l'on passe aux limites des différents termes de ces séries, en supposant p infini, la première devient

$$1+\frac{k}{1}+\frac{k^2}{1.2}+\frac{k^3}{1.2.3}+\ldots=e^k,$$

et la seconde se réduit à son premier terme 1.

Par ce moyen, la quantité

$$(m+n+1)^{m+n+\frac{3}{2}}=(m+n)^{m+n+\frac{3}{2}}\left(1+\frac{1}{m+n}\right)^{m+n+\frac{3}{2}}$$

se change en $(m+n)^{m+n+\frac{3}{2}}e$: la valeur de $S_1^{(m,n)}$ devient donc

$$\frac{m^m n^n}{(m+n)^{m+n+1}}\sqrt{\frac{2\pi mn}{m+n}},$$

comme on le voit dans les *Exercices de Calcul intégral* par Legendre (IIIe partie, p. 348); et il observe avec raison que l'approximation exige que les nombres m et n soient tous deux très-grands.

2° On trouve de même que

$$S_1^{(m+p-q,\,n+q)}=\frac{(n+q)(n+q-1)\ldots 1}{(m+p-q+1)(m+p-q+2)\ldots(m+n+p+1)}$$

$$=\sqrt{2\pi}\cdot\frac{(m+p-q)^{m+p-q+\frac{1}{2}}(n+q)^{n+q+\frac{1}{2}}}{e^{m+p-q}\cdot e^{n+q}}$$

$$\times\frac{e^{m+n+p+1}}{(m+n+p+1)^{m+n+p+\frac{3}{2}}};$$

et, comme on suppose que les nombres m et n sont très-grands par rapport aux nombres p et q, on peut réduire

$$(m+p-q)^{m+p-q+\frac{1}{2}}=m^{m+p-q+\frac{1}{2}}\left(1+\frac{p-q}{m}\right)^{m+p-q+\frac{1}{2}}$$

à $m^{m+p-q+\frac{1}{2}} e^{p-p}$, et ainsi des autres : il vient alors

$$\sqrt{2\pi} \cdot \frac{m^{m+p-q+\frac{1}{2}} n^{n+q+\frac{1}{2}}}{(m+n)^{m+n+p+\frac{3}{2}}},$$

valeur qui, divisée par celle de $S_1^{(m,n)}$ obtenue précédemment, donne pour quotient

$$\frac{m^{p-q} n^q}{(m+n)^p}.$$

C'est à peu près ainsi que Laplace a démontré, dans le tome VI des *Mémoires des Savants étrangers* (p. 625), la proposition énoncée à la fin du n° 91.

NOTE II.

Sur le n° 46, page 68.

Le calcul aux différences (finies), auquel se lie assez naturellement la théorie des combinaisons, facilite très-souvent la mise en équation des problèmes relatifs aux probabilités. Déjà Moivre, en cherchant la loi que suivent les valeurs successives des fonctions qui résolvent ces problèmes, avait introduit la considération des séries récurrentes; mais l'algorithme du calcul aux différences n'étant pas encore complet, et l'intégration des équations de ce genre n'ayant été effectuée d'une manière bien explicite que par Lagrange en 1759 (*), Moivre ne pouvait pas remonter immédiatement à l'expression finie des fonctions à déterminer. C'est Laplace qui a fait le premier, en 1773, l'application explicite du calcul aux différences à celui des probabilités; et Lagrange, qui dès 1759 avait indiqué cette application, l'ayant reprise en 1775, a résolu par le même moyen les

(*) *Miscellanea Taurinensia*, t. I, p. 33.

plus importantes et les plus difficiles des questions que Moivre avait traitées dans la *Doctrine des Chances* (*). Je ne puis donner ici qu'une idée de cette méthode, et je l'appliquerai d'abord à la question du numéro cité.

1° Désignons par I_m le nombre des combinaisons impaires dont m pièces sont susceptibles, par P_m celui des combinaisons paires, et cherchons ce que deviennent ces fonctions de m, quand cette variable augmente de l'unité. Il est visible que si l'on introduit la nouvelle pièce dans les combinaisons paires, elle les rendra impaires, et que de plus, prise seule, elle en formera une de cette espèce, ce qui donnera par conséquent $P_m + 1$ combinaisons impaires, outre les I_m du cas précédent. Quant aux combinaisons impaires, l'addition de la nouvelle pièce les rendra paires, et le nombre des combinaisons de cette espèce, qui était P_m, sera augmenté de I_m; mais I_{m+1} et P_{m+1} étant les nouvelles valeurs des fonctions I_m et P_m, il en résultera les équations

$$I_{m+1} = I_m + P_m + 1, \quad P_{m+1} = P_m + I_m.$$

En vertu de la seconde, la première devient

$$I_{m+1} = P_{m+1} + 1,$$

et, si l'on diminue m de l'unité, donne

$$I_m = P_m + 1;$$

au moyen de quoi chassant $P_m + 1$, de la première équation, on obtient

$$I_{m+1} = 2 I_m,$$

équation du premier degré et du premier ordre à coefficients constants, et à laquelle on satisfait en posant $I_m = A\alpha^m$. Le coefficient A reste arbitraire, et l'on trouve $\alpha = 2$, d'où $I_m = 2^m A$; mais comme I_m doit se réduire à 1, quand $m = 1$, il faut que $A = \frac{1}{2}$: on a donc $I_m = 2^{m-1}$, et par conséquent

$$P_m = I_m - 1 = 2^{m-1} - 1.$$

(*) *Mémoires des Savants étrangers*, t. VII, 1773, p. 113; *Mémoires de l'Académie de Berlin*, année 1775, p. 240.

On conclut de là les probabilités

$$\frac{I^m}{I_m + P_m} = \frac{2^{m-1}}{2^m - 1}, \quad \frac{P_m}{I_m + P_m} = \frac{2^{m-1} - 1}{2^m - 1},$$

comme dans le n° 46; mais, de plus, cette analyse fait bien voir comment il arrive que le nombre des combinaisons impaires doit surpasser de l'unité celui des combinaisons paires, ce qui n'avait pas été aperçu par Mairan, qui s'occupa le premier de ce problème (*).

2° La question précédente ne dépendait que d'une équation aux différences à deux variables; mais on est conduit fréquemment à des équations aux différences partielles : *la détermination de la probabilité d'amener au moins un nombre donné de fois, dans un nombre donné d'épreuves, un événement désigné*, en offre un exemple. C'est le premier problème résolu par Lagrange, dans le Mémoire cité; et voici comment il le met en équation. A l'exemple de Montmort, il prend pour inconnue le *sort* du joueur, c'est-à-dire son espérance mathématique; mais il suppose égale à l'unité la somme espérée, ce qui réduit le sort du joueur à la probabilité de gagner. D'après cette définition, il s'appuie sur le principe, que le *sort d'un joueur, à un coup quelconque, se compose de la réunion des divers résultats que peut amener ce coup, multipliés par la probabilité de les obtenir* (66).

Cela posé, en représentant par $y_{x,t}$ le sort du joueur lorsqu'il ne lui reste plus qu'un nombre x d'épreuves à tenter, et qu'il manque encore un nombre t de répétitions de l'événement désigné dont la probabilité est e, on formera l'équation

$$y_{x,t} = e y_{x-1,t-1} + (1 - e) y_{x-1,t},$$

$y_{x-1,t-1}$ indiquant le sort du joueur au coup suivant, lorsqu'il a amené l'événement demandé, et $y_{x-1,t}$ lorsqu'il ne l'a pas amené.

Pour l'intégration de cette équation aux différences partielles à trois variables, je renverrai au Mémoire de Lagrange, ou au IIIe volume de mon *Traité du Calcul différentiel et du Calcul intégral* (in-4°), et je me bornerai à rapporter la valeur de

(*) *Mémoires de l'Académie des Sciences*, année 1728, p. 53 de l'*Histoire*.

$y_{x,t}$ qui s'en déduit, savoir :

$$y_{x,t} = e^t \left\{ 1 + \frac{t}{1}(1-e) + \frac{t(t+1)}{1.2}(1-e)^2 \right.$$
$$\left. + \ldots + \frac{t(t+1)\ldots[t+(x-t-1)]}{1.2.3\ldots(x-t)}(1-e)^{x-t} \right\}.$$

Lorsque $x = p$, $t = r$, $1 - e = f$, il en résulte

$$y_{p,r} = e^r \left[1 + \frac{r}{1} f + \frac{r(r+1)}{1.2} f^2 + \ldots \right]$$

pour la probabilité d'amener, dans un nombre p d'épreuves, au moins r fois l'événement désigné.

Par la formule du n° 22, en faisant $p - q = r$, et mettant e^r en facteur commun, on trouverait

$$e^r \left[e^{p-r} + \frac{p}{1} e^{p-r-1} f + \frac{p(p-1)}{1.2} e^{p-r-2} f^2 + \ldots \right];$$

puis substituant les puissances de $1 - f$ à celles de e qui sont entre les crochets, on retomberait sur la formule précédente, que Moivre avait trouvée par induction (*).

Sur le n° 57, page 84.

Voici le développement de la solution que Laplace donne de la même question dans sa *Théorie analytique des Probabilités*, p. 191. En conservant les dénominations que j'ai employées dans le numéro cité, il peut se présenter à un tirage l'un quelconque des

$$\frac{m(m-1)\ldots(m-i+1)}{1.2\ldots i}$$

arrangements des m numéros en nombre i : la liste de n tirages sera donc formée d'un nombre n de ces arrangements, pris sur un nombre total

$$\left[\frac{m(m-1)\ldots(m-i+1)}{1.2\ldots i} \right]^n,$$

et comprendra en tout in numéros. Soit maintenant $z_{m,q}$ le

(*) *The Doctrine of Chances*, p. 13.

nombre de ces mêmes arrangements dans lesquels il ne manque aucun des n°s 1, 2, 3,... q; $z_{m,q-1}$ le nombre des arrangements où il ne manque aucun des n°s 1, 2, 3, ... $q-1$. Ce dernier surpassera évidemment le premier, puisque, outre les arrangements qui comprennent les n°s 1, 2, 3,... $q-1$, combinés avec le nombre q, il renferme aussi ceux où ce numéro manque, et qui ne sauraient faire partie de $z_{m,q}$. Mais les arrangements où le n° q manque pouvant résulter d'une loterie composée seulement de $m-1$ numéros, leur nombre est représenté par $z_{m-1,q-1}$: on aura donc l'équation

$$z_{m,q} = z_{m,q-1} - z_{m-1,q-1} = \Delta z_{m-1,q-1},$$

la différence Δ étant prise par rapport à m seulement.

Au lieu d'intégrer cette équation, on peut s'en servir pour dériver successivement de $z_{m,1}$ les valeurs de $z_{m,2}$, $z_{m,3}$, etc.; car elle donne

$$\begin{aligned}
z_{m,2} &= z_{m,1} - z_{m-1,1} = \Delta z_{m-1,1},\\
z_{m,3} &= z_{m,2} - z_{m-1,2} = \Delta z_{m-1,2} = \Delta^2 z_{m-2,1},\\
z_{m,4} &= z_{m,3} - z_{m-1,3} = \Delta z_{m-1,3} = \Delta^3 z_{m-3,1},\\
&\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots
\end{aligned}$$

d'où l'on conclut aisément

$$z_{m,q} = \Delta^{q-1} z_{m-q+1,1}.$$

Or, $z_{m,1}$, ou le nombre des arrangements dans lesquels ne manque point le nombre 1, étant égal au nombre total des arrangements que comporte la loterie proposée, diminué du nombre total de ceux qui résulteraient d'une loterie composée seulement des $m-1$ numéros autres que 1, sera, d'après ce qu'on a dit au commencement de cet article,

$$\left[\frac{m(m-1)\ldots(m-i+1)}{1.2.3\ldots i}\right]^n - \left[\frac{(m-1)(m-2)\ldots(m-i)}{1.2.3\ldots i}\right]^n$$
$$= \frac{\Delta.[(m-1)(m-2)\ldots(m-1)]^n}{(1.2.3\ldots i)^n}:$$

changeant donc m en $m-q+1$ dans cette expression, pour la substituer dans celle de $z_{m,q}$ trouvée plus haut, on aura

$$z_{m,q} = \frac{\Delta^q.[(m-q)(m-q-1)\ldots(m-i-q+1)]^n}{(1.2.3\ldots i)^n},$$

en n'oubliant pas que la différence indiquée ne se rapporte qu'à m.

On peut poser, pour abréger, $m - q = s$, ce qui donnera

$$z_{m,q} = \frac{\Delta^q.[s(s-1)\ldots(s-i+1)]^n}{(1.2.3\ldots.i)^n};$$

différentier par rapport à s, et faire ensuite $s = 0$, si l'on veut prendre $q = m$, afin d'avoir le nombre d'arrangements ou de listes d'après lesquels tous les numéros sont sortis : alors la probabilité demandée sera exprimée par

$$\frac{z_{m,q}}{\left[\frac{m(m-1)\ldots(m-i+1)}{1.2.3\ldots i}\right]^n} = \frac{\Delta^q.[s(s-1)\ldots(s-i+1)]^n}{[m(m-1)\ldots(m-i+1)]^n}.$$

Sur le n° 60, page 94.

Ce problème de la durée des parties jouées en *rabattant* peut, dans son état le plus général, s'énoncer ainsi : *deux joueurs ayant chacun un certain nombre de jetons jouent ensemble à cette condition que celui qui perdra une partie donnera un jeton à l'autre; on demande combien il y a à parier que le jeu, qui peut durer à l'infini, sera fini en un certain nombre de parties au plus, en sorte que l'un des deux joueurs aura gagné tous les jetons de l'autre* (p. 269 du Mémoire de Lagrange). Voici comment il se met en équation. Si l'on désigne par x le nombre de coups qui restent à jouer, par t le nombre de jetons que possède alors l'un des joueurs, on aura, d'après le principe rappelé sur la page 284, $y_{x,t}$ étant le sort de ce joueur, et e la probabilité de gagner la partie,

$$y_{x,t} = ey_{x-1,t+1} + (1-e)y_{x-1,t-1},$$

la même équation que celle du problème VI de Lagrange (p. 261 de son Mémoire), où il ne considère qu'un seul joueur pariant amener un événement désigné, b fois de plus que l'événement contraire, ou c fois de moins. Suivant l'énoncé rapporté plus haut, b représente le nombre des jetons du second joueur, c celui des jetons du premier; et le jeu finit lorsque, x étant égal à zéro, $t = c + b$, ce qui fait gagner le second.

Si les deux joueurs avaient chacun le même nombre de jetons, et que e fût égal à $\frac{1}{2}$, le problème deviendrait alors le même que celui dont j'ai indiqué les cas les plus simples, à l'article cité.

NOTE III.

Sur le n° 76, page 117.

En désignant par dx l'accroissement du capital, on a sur-le-champ $\frac{k\,dx}{x}$ pour la mesure de l'importance de cet accroissement; en intégrant, il vient $k\,\mathrm{l}x +$ const., et si l'on détermine la constante pour que ce résultat s'évanouisse lorsque $x = a$, on obtiendra

$$k(\mathrm{l}x - \mathrm{l}a) = k\,\mathrm{l}\frac{x}{a}.$$

Sur le n° 88, page 138.

1° Si l'on représente par dx les parties dans lesquelles on conçoit que l'unité est divisée, la somme que l'on cherche sera exprimée par

$$\int x^m dx(1-x)^n.$$

L'intégration par parties, appliquée au facteur $x^m dx$, donne d'abord

$$\frac{x^{m+1}(1-x)^n}{m+1} + \frac{n}{m+1}\int x^{m+1} dx(1-x)^{n-1};$$

en répétant cette opération un nombre n de fois, on fait disparaître le facteur $1-x$, et l'on obtient la formule de la page 140.

La formule désignée par

$$S_b^{(m,n)} - S_a^{(m,n)},$$

dans le texte, équivaut à l'intégrale

$$\int x^m dx(1-x)^n,$$

prise depuis $x = a$ jusqu'à $x = b$; et la probabilité d'obtenir,

sur un nombre p d'épreuves nouvelles, $p-q$ événements A et q événements B (91), sera

$$\frac{p(p-1)\ldots(p-q+1)}{1.2.3\ldots q}\times\frac{\int x^{m+p-q}\,\mathrm{d}x(1-x)^{n+q}}{\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^n},$$

les intégrales étant prises depuis $x=0$ jusqu'à $x=1$.

2° La considération des valeurs moyennes (93) conduit très-simplement aux intégrales; car $\mathrm{d}x$ étant l'accroissement des valeurs de x, le nombre de ces valeurs comprises dans l'unité sera $\frac{1}{\mathrm{d}x}$, et la valeur moyenne résultant de toutes celles que prend dans cet intervalle la fonction $x^m(1-x)^n$, sera égale à la somme des valeurs successives de cette fonction, divisée par $\frac{1}{\mathrm{d}x}$, c'est-à-dire à

$$\frac{\int x^m(1-x)^n}{\frac{1}{\mathrm{d}x}}=\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^n.$$

Sur ce pied, la probabilité d'un nouvel événement A, et celle d'un nouvel événement B, deviennent

$$\frac{\int x^{m+1}\,\mathrm{d}x(1-x)^n}{\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^n},\quad\frac{\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^{n+1}}{\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^n};$$

et l'on voit que leur somme est égale à l'unité, puisque toutes ces intégrales sont prises entre les mêmes limites, $x=0$ et $x=1$.

Nous ferons observer ici en passant qu'en général

$$\frac{\int y\,\mathrm{d}x}{b-a},$$

l'intégrale étant prise depuis $x=a$ jusqu'à $x=b$, exprime la valeur moyenne entre toutes celles que l'ordonnée y d'une courbe peut recevoir depuis l'abscisse a jusqu'à l'abscisse b.

Sur le n° 96, page 154.

Suivant la notation précédente, les termes dont la formation est seulement indiquée à l'endroit cité auront pour expression

générale

$$\frac{p(p-1)(p-2)\ldots(p-q+z+1}{1.2.3\ldots q}\times\frac{\int x^{m+p-q+z}\,dx\,(1-x)^{n+q}}{\int x^{m}\,dx\,(1-x)^{n}},$$

si l'on fait, pour abréger, $\frac{(m+n)q}{n}=p$, les intégrales se rapportant à x seul, et devant être prises entre les limites $x=0$ et $x=1$. Il reste ensuite à faire la somme des diverses valeurs que donnerait cette expression, lorsqu'on assignerait successivement à z, tant positivement que négativement, tous les nombres entiers compris entre 0 et 500000.

Pour obtenir cette somme, Laplace développe d'abord, par ses formules approximatives, le coefficient du binôme et les intégrales indiquées, ce qui peut aussi s'effectuer par la formule de Stirling (*voyez* ci-dessus, p. 273 et 280); et comme le résultat auquel il parvient renferme une exponentielle de la forme e^{-kz^2}, qui décroît rapidement dès que les valeurs de z deviennent un peu considérables, au lieu de chercher la probabilité qui s'étend de $z=-500000$ jusqu'à $z=+500000$, il passe à la probabilité contraire qui se compose des termes où z surpasse 500000. De plus, la petitesse des valeurs correspondantes de e^{-kz^2} lui permet de prendre pour dernière limite l'infini; et à cause que la fonction e^{-kz^2} demeure la même, quel que soit le signe z, la somme cherchée est le double de celle qui s'étend de $z=500000$ à $z=$ infini.

Les accroissements de z, égaux à l'unité, pouvant alors être regardés comme infiniment petits par rapport à la distance des limites de cette variable, Laplace substitue à la somme cherchée l'intégrale aux différentielles, qui est la limite de cette somme, et qui n'en diffère que très-peu dans le cas actuel, ainsi qu'on peut le voir en considérant que plus un polygone inscrit ou circonscrit à une courbe a de côtés dans un espace donné, plus son aire approche de la portion correspondante de cette courbe. La question est donc ainsi ramenée à obtenir, entre les limites indiquées plus haut, l'intégrale $\int e^{-kz^2}\,dz$, sur laquelle je reviendrai plus loin.

Sur le n° 99, page 157.

1° Suivant la notation du calcul intégral, la probabilité indiquée dans cet article a pour expression la valeur de l'intégrale $\int x^m dx (1-x)^n$, prise entre les limites $x=a$, $x=b$, divisée par sa valeur prise entre les limites $x=0$ et $x=1$; cette dernière ayant déjà été trouvée ci-dessus (p. 279), je vais chercher la première, pour laquelle

$$a=\frac{m}{m+n}-c, \quad b=\frac{m}{m+n}+c,$$

et faire en conséquence

$$x=\frac{m}{m+n}+z, \quad \text{d'où} \quad 1-x=\frac{n}{m+n}-z;$$

ce qui donnera

$$\int x^m dx (1-x)^n = \int dz \left(\frac{m}{r}+z\right)^m \left(\frac{n}{r}-z\right)^n,$$

si, pour abréger, on pose $m+n=r$; et les limites de z seront $-c$ et $+c$.

On peut d'abord penser à développer cette transformée suivant les puissances de z, en l'écrivant ainsi :

$$\frac{m^m n^n}{r^{m+n}} \int dz \left(1+\frac{rz}{m}\right)^m \left(1-\frac{rz}{n}\right)^n;$$

mais en la convertissant en exponentielle, on parvient à un résultat plus simple. Pour cela, on observe que

$$\left(1+\frac{rz}{m}\right)^m = e^{m\,\mathrm{l}\left(1+\frac{rz}{m}\right)};$$

et développant le logarithme indiqué, on trouve

$$\left(1+\frac{rz}{m}\right)^m = e^{rz-\frac{r^2z^2}{2m}+\frac{r^3z^3}{3m^2}-\ldots};$$

de même

$$\left(1-\frac{rz}{n}\right)^n = e^{-rz-\frac{r^2z^2}{2n}-\frac{r^3z^3}{3n^2}-\ldots}$$

Cela posé, si l'on néglige le terme affecté de z^3 et les suivants, ce dont nous verrons bientôt la possibilité, quand m et n sont de grands nombres, l'intégrale cherchée sera réduite à

$$\int e^{-\frac{r^2 z^2}{2}\left(\frac{1}{m}+\frac{1}{n}\right)} dz = \int e^{-\frac{r^2 z^2}{2mn}} dz;$$

faisant alors

$$\frac{r^2 z^2}{2mn} = t^2, \quad \text{d'où} \quad z = t\sqrt{\frac{2mn}{r^2}},$$

elle se change en

$$\sqrt{\frac{2mn}{r^2}} \int e^{-t^2} dt;$$

et les limites de z étant $-c$ et $+c$, celles de t seront

$$t = -c\sqrt{\frac{r^2}{2mn}}, \quad t = +c\sqrt{\frac{r^2}{2mn}}.$$

Mais, à cause que la fonction e^{-t^2} demeure la même, quel que soit le signe de t, il suffira de prendre l'intégrale précédente, depuis $t = 0$ jusqu'à $t = c\sqrt{\frac{r^2}{2mn}}$, et de doubler la valeur obtenue ainsi. Par ce moyen on aura

$$\int x^m dx (1-x)^n = \frac{m^m n^n}{r^{m+n}} \cdot 2\sqrt{\frac{2mn}{r^2}} \int e^{-t^2} dt;$$

et divisant ce résultat par

$$\frac{m^m n^n}{(m+n)^{m+n+1}} \sqrt{\frac{2\pi mn}{m+n}},$$

valeur approchée de l'intégrale $\int x^m dx (1-x)^n$, prise entre les limites $x = 0$ et $x = 1$ (p. 281), on aura pour la probabilité cherchée

$$\frac{2}{\sqrt{\pi}} \int e^{-t^2} dt.$$

C'est donc de la valeur de $\int e^{-t^2} dt$, entre les limites indiquées ci-dessus, que dépend en dernier résultat l'approxima-

tion demandée; or cette intégrale, prise depuis $t = 0$ jusqu'à t infini, est seulement $\frac{1}{2}\sqrt{\pi}$ (*), et elle en approche beaucoup, dès que t devient un peu considérable, parce que la fonction e^{-t^2} décroît alors avec une rapidité de plus en plus grande. Il suit de là que la valeur de la probabilité cherchée tend continuellement vers l'unité, et qu'elle en approche d'autant plus que la limite

$$t = c\sqrt{\frac{r^3}{2mn}}$$

est plus considérable. Mais, pour qu'il en soit ainsi, il faut que c surpasse beaucoup $\frac{1}{\sqrt{r}}$, car $\sqrt{\frac{r^3}{2mn}}$ étant $\sqrt{r}.\sqrt{\frac{r^2}{2mn}}$, la quantité $\frac{r^2}{2mn}$, dans son minimum qui répond à $m = n$, se réduit à 2.

D'un autre côté, pour qu'il soit permis de négliger le terme $\frac{r^3z^3}{3m^2}$ dans la série exponentielle du développement de $\left(1 + \frac{rz}{m}\right)^m$ (p. 291), il faut qu'en y faisant $z = c$, ce terme demeure fort petit. Or, en mettant à part le facteur $\frac{r^2}{3m^2}$ qui ne peut pas tomber au-dessous de $\frac{1}{3}$, il reste le facteur rz^3 qui, devenant rc^3 à la limite de l'intégrale, et se changeant en $r^{1-\frac{3}{s}}$, lorsqu'on fait $c = \frac{1}{\sqrt[s]{r}}$, prendra un exposant négatif si $\frac{3}{s} > 1$. Joignant cette condition avec la précédente, on en conclura que, pour obtenir l'approximation supposée, c doit être entre $\frac{1}{\sqrt{r}}$ et $\frac{1}{\sqrt[3]{r}}$, que par conséquent plus r sera considérable, toutes choses d'ailleurs égales, plus on pourra prendre c petit,

(*) *Voyez* à la fin du *Traité élémentaire de Calcul différentiel et de Calcul intégral*, 4e édition.

et que moins on réduira la valeur de c, plus la limite de t deviendra grande, plus alors la probabilité cherchée approchera de l'unité.

2° L'usage fréquent que l'on peut faire de l'intégrale $\int e^{-t^2} dt$, qui se présente souvent dans cette recherche, comme dans beaucoup d'autres, est une raison pour entrer ici dans quelques détails à son sujet.

D'abord la valeur de cette intégrale étant la même pour les t négatifs que pour les t positifs, on peut, aux limites $t = -$ infini et $t = 0$, substituer $t = 0$ et $t =$ infini, qui se succèdent dans le même ordre par rapport à l'accroissement de la variable t.

En substituant à e^{-t^2} son développement suivant les puissances ascendantes de t, et en intégrant, on forme une série qui donne la valeur de $\int e^{-t^2} dt$, lorsque la limite de t n'est pas un grand nombre; mais, dans le cas contraire, il faut chercher une série descendante qui s'obtient en faisant attention que

$$\int e^{-t^2} dt = \int \frac{1}{t} \cdot e^{-t^2} t dt = -\frac{e^{-t^2}}{2t} - \frac{1}{2} \int \frac{dt}{t^2} e^{-t^2},$$

et en continuant cette intégration par parties sur le facteur e^{-t^2}, après avoir multiplié et divisé par t. On trouve de cette manière le développement.

$$\int e^{-t^2} dt = -\frac{e^{-t^2}}{2t}\left(1 - \frac{1}{2t^2} + \frac{3}{2^2 t^4} - \frac{3.5}{2^3 t^6} + \ldots\right),$$

qui, s'évanouissant lorsque t est infini, donne, depuis $t = T$ jusqu'à t infini,

$$\frac{1}{2Te^{T^2}}\left(1 - \frac{1}{2T^2} + \frac{3}{2^2 T^4} - \frac{3.5}{2^3 T^6} + \ldots\right).$$

Retranchant ce résultat de $\frac{1}{2}\sqrt{\pi}$, on aura la valeur de $\int e^{-t^2} dt$ depuis $t = 0$ jusqu'à $t = T$.

La série ci-dessus cesse d'être convergente, mais d'autant plus tard que T est plus grand; et comme ses termes sont alternativement positifs et négatifs, elle donne jusque-là des limites très-resserrées de la valeur que l'on cherche.

3° Dans la transformation précédente de $\int x^m \mathrm{d}x(1-x)^n$ en $\int e^{-t^2}\mathrm{d}t$, nous n'avons employé que les premiers termes de la série exponentielle en z (p. 291); il est cependant possible d'avoir égard aux autres, en faisant d'abord égal à $-t^2$ l'exposant de e dans le produit des développements de $\left(1+\frac{rz}{m}\right)^m$, et de $\left(1-\frac{rz}{n}\right)^n$, ce qui donne

$$-\frac{r^2z^2}{2}\left(\frac{1}{m}+\frac{1}{n}\right)+\frac{r^3z^3}{3}\left(\frac{1}{m^2}-\frac{1}{n^2}\right)-\ldots=-t^2,$$

ou bien,

$$\frac{r^3z^2}{2mn}+\frac{r^4z^3(m-n)}{3m^2n^2}+\frac{r^5z^4(m^2-mn+n^2)}{4m^3n^3}+\ldots=t^2,$$

en changeant les signes, réduisant et observant que

$$n^2-m^2=-r(m-n),\quad n^3+m^3=r(m^2-mn+n^2),\ldots.$$

On déduira d'abord de cette équation les limites de t au moyen de celles de z; puis on y fera

$$z=\mathrm{A}t+\mathrm{B}t^2+\mathrm{C}t^3+\ldots,$$

pour obtenir $\mathrm{d}z$, et les coefficients A, B, C, etc., se détermineront à l'ordinaire en établissant l'identité des deux membres : on aura ensuite

$$\int x^m\,\mathrm{d}x(1-x)^n=\frac{m^mn^n}{r^{m+n}}\int \mathrm{d}z\left(1+\frac{rz}{m}\right)^m\left(1-\frac{rz}{m}\right)^n$$
$$=\frac{m^mn^n}{r^{m+n}}\int e^{-t^2}\,\mathrm{d}t(\mathrm{A}+2\mathrm{B}t+3\mathrm{C}t^2+\ldots).$$

Lorsque la variable t doit être comprise entre des limites positive et négative de même grandeur, on simplifie le calcul en séparant l'intégrale en deux parties, l'une embrassant les valeurs positives de t, et l'autre les valeurs négatives ; car ayant d'une part

$$\int e^{-t^2}\,\mathrm{d}t(\mathrm{A}+2\mathrm{B}t+3\mathrm{C}t^2+\ldots),$$

de l'autre

$$-\int e^{-t^2}\,\mathrm{d}t(\mathrm{A}-2\mathrm{B}t+3\mathrm{C}t^2-\ldots),$$

et retranchant le second résultat du premier, on obtient

$$\int x^m \mathrm{d}x(1-x)^n = \frac{m^m n^n}{r^{m+n}} \cdot 2\int e^{-t^2}\mathrm{d}t(\mathrm{A}+3\mathrm{C}t^2+\ldots).$$

Dans le cas particulier que nous examinons, les limites de t ne pourraient être supposées de même grandeur qu'autant qu'on négligerait les puissances de z supérieures à la seconde ; mais s'il s'agissait d'obtenir l'intégrale $\int x^m \mathrm{d}x(1-x)^n$, entre les limites $x=0$ et $x=1$, cela reviendrait à supposer nuls alternativement les facteurs

$$1+\frac{rz}{m} \quad \text{et} \quad 1-\frac{rz}{n}, \text{ ou la fonction } e^{-t^2},$$

et par conséquent assigner à t pour limites l'infini positif et l'infini négatif. Dans ce cas on a, depuis $t=0$ jusqu'à t infini, $\int e^{-t^2}\mathrm{d}t = \frac{1}{2}\sqrt{\pi}$ (p. 292); on en conclut aisément, au moyen de l'intégration par parties,

$$\int e^{-t^2}t^2\mathrm{d}t = -\frac{1}{2}e^{-t^2}t + \frac{1}{2}\int e^{-t^2}\mathrm{d}t = \frac{1}{2}\cdot\frac{1}{2}\sqrt{\pi},$$

$$\int e^{-t^2}t^4\mathrm{d}t = -\frac{1}{2}e^{-t^2}t^3 + \frac{3}{2}\int e^{-t^2}t^2\mathrm{d}t = \frac{1.3}{2.2}\cdot\frac{1}{2}\sqrt{\pi}, \ldots,$$

d'où

$$\int x^m \mathrm{d}x(1-x)^n = \frac{m^m n^n}{r^{m+n}}\sqrt{\pi}\left(\mathrm{A}+\frac{3}{2}\mathrm{C}+\frac{3.5}{2.2}\mathrm{E}+\ldots\right):$$

et si l'on fait le calcul indiqué p. 295 pour obtenir les coefficients du développement de z en t, on trouvera

$$\mathrm{A} = \sqrt{\frac{2mn}{r^3}},$$

$$\mathrm{B} = \frac{2}{3}\frac{n-m}{r^2},$$

$$\mathrm{C} = \frac{m^2-11mn+n^2}{18rmn}\mathrm{A},$$

. . . . . .

En se bornant au premier terme, on a précisément la valeur approchée de $\int x^m \mathrm{d}x(1-x)^n$ déduite de la formule de Stirling, p. 280.

Pour ce qui précède, j'ai suivi en grande partie la marche tracée par Laplace dans le premier Mémoire qu'il a publié sur le Calcul des Probabilités, *Savants étrangers*, t. VI, p. 626, et par Legendre, dans la troisième partie de ses *Exercices de Calcul intégral*, p. 343 (*).

Sur le n° **111**, page 179.

Les *fig.* 1 et 2, indiquées à l'endroit cité, n'ont pas grand besoin d'explication ; il suffira de dire qu'on s'est proposé, dans la *fig.* 1, de donner une idée des différences les plus grandes que présentent les Tables de mortalité. Pour cela, on a construit les courbes résultantes des Tables dressées par Sussmilch, pour Vienne, en Autriche ; par Muret, pour les campagnes de la Suisse ; et de la Table de l'*Annuaire du Bureau des Longitudes*, dressée par M. Duvillard, et qui doit offrir les nombres moyens pris sur toute la France.

Si ces courbes paraissent se terminer à l'âge de 100 ans, ce n'est pas que les Tables dont on s'est servi ne continssent quelques centenaires ; mais leur nombre, comparé à celui des naissances, s'est trouvé trop petit pour donner une grandeur linéaire sensible sur la figure.

La ligne droite, qui va de l'extrémité des naissances jusqu'au dernier terme de la vie, a été tirée pour montrer combien, dans les premiers et dans les derniers âges, le décroissement du nombre des vivants s'éloigne de l'uniformité. On voit ensuite dans quelle partie chaque courbe devient à peu près droite, et par là dans quels âges on pourrait prendre, pour représenter la loi de mortalité, une progression par différence, ce qui peut être quelquefois utile (**112**, **127**).

(*) Ceux qui voudront suivre dans ces progrès la théorie des approximations pour les formules de grands nombres, devront consulter d'abord le *Tractatus de summatione et interpolatione serierum*, de Stirling, p. 135 ; les *Miscellanea analytica de seriebus et quadraturis*, de Moivre, p. 4 du Supplément ; et passer au *Calcul différentiel* d'Euler, 2e part., chap. VI, puis aux *Mémoires de l'Académie des Sciences* pour les années 1778, p. 227 ; 1782, p. 1, et 1783, p. 423 ; à la *Théorie analytique des Probabilités*, livre Ier, 2e partie ; et enfin au Mémoire inséré par M. Poisson dans le t. IX des *Mémoires de l'Académie des Sciences*, p. 239.

La ligne menée par le milieu des naissances, parallèlement à la base de la figure, rencontre les courbes au point où il ne reste plus en vie que la moitié des individus, et montre une bien grande différence pour la force réelle de la population (115), entre les trois lieux pris pour exemples.

Sur le n° 118, page 190.

Lorsque la loi de mortalité est exprimée par une formule analytique, on en déduit toutes les conséquences au moyen du calcul différentiel et du calcul intégral ; mais on peut aussi opérer immédiatement sur la courbe qui représente cette formule ; et c'est ce que je vais faire d'abord, parce que ce procédé, plus simple et parlant aux yeux, mène très-directement aux expressions analytiques.

1° *La vie probable*, ou plus généralement *l'âge auquel sera réduit, dans un rapport donné, le nombre des individus ayant actuellement un âge donné*, se détermine en élevant sur l'âge donné AP (*fig.* 3) l'ordonnée PM, et prenant une partie PR, égale au nombre des individus qui doivent rester à l'âge cherché. Tirant, parallèlement à l'axe AB, la droite RN, elle rencontrera la courbe au point N, dont l'abscisse AQ exprimera l'âge cherché.

Dans le cas de la *vie probable*, $PR = \frac{1}{2} PM$.

2° Passons à la recherche de la *vie moyenne*. Si l'on prend d'abord sur l'axe des abscisses AB (*fig.* 4) en commençant au point P correspondant à l'âge duquel on veut partir, des divisions égales PP′, P′P″, P″P‴, etc., qu'on élève les ordonnées correspondantes, et qu'on mène, parallèlement à AB, les droites M′R, M″R′, etc., les parties MR, RR′, R′R″, etc., de l'ordonnée PM marqueront le nombre des morts qui auront lieu dans chaque intervalle égal à PP′ ; ainsi PP′ sera la durée de la vie du nombre des individus représenté par MR, PP″ celle du nombre représenté par RR′, PP‴ celle du nombre représenté par R′R″, et ainsi de suite. La durée de la vie moyenne sera donc exprimée par

$$\frac{\overline{MR} \times \overline{PP'} + \overline{RR'} \times \overline{PP''} + \overline{R'R''} \times \overline{PP'''} + \ldots}{PM} \quad (113),$$

c'est-à-dire par la somme des rectangles MM', RM'', R'M''', etc., divisée par l'ordonnée PM. Mais il est visible que la somme de ces rectangles, formant le polygone PMQQ'Q''...B, diffère d'autant moins de PMM'M''...B, ou de la courbe de mortalité, que les intervalles PP', P'P'', etc., sont plus petits. En supposant donc la loi de continuité dans les décès, et passant en conséquence à la limite, il faudra substituer la courbe au polygone, ce qui donnera

$$\frac{\text{PMM'M''...B}}{\text{PM}}$$

pour la durée de la vie moyenne, à partir de l'âge AP.

Il suit de là que si l'on construit sur l'ordonnée PM (*fig.* 5) un rectangle PMTS équivalent à l'aire curviligne PMB, la base PS indiquera le nombre cherché.

L'aire du segment de la courbe CMB étant représentée en général par $\int y\,\mathrm{d}x$, on a pour la durée de la vie moyenne l'expression analytique

$$\frac{\int y\,\mathrm{d}x}{y}.$$

Si l'on y met pour y la valeur proposée par Lambert (112), les intégrations à effectuer n'auront aucune difficulté.

3° Ce qui précède fait bien voir comment la vie probable diffère de la vie moyenne : celle-ci n'est égale à la première que quand la ligne de mortalité PMB devient droite, parce qu'alors au point O, où OI $= \frac{1}{2}$ PM, les triangles BOI et MLI sont égaux ; ainsi le rectangle MLOP est équivalent au triangle PMB. Je rapporterai ici, d'après M. Duvillard (*), la démonstration générale que Lambert a donnée de cette différence.

La ligne BP $= x'$ étant prise pour l'abscisse du point M, si l'on conçoit l'équation de la courbe CMB développée dans la forme

$$x' = ay^m + by^n + \ldots,$$

on aura

$$\int y\,\mathrm{d}x' = \frac{may^{m+1}}{m+1} + \frac{nby^{n+1}}{n+1} + \ldots.$$

(*) *Recherches sur les Emprunts*, p. 81.

Cette intégrale, étant nulle lorsque $y = 0$, n'a pas besoin de constante, et l'on en conclut pour la vie moyenne

$$PS = \frac{\int y\,dx'}{y} = \frac{may^m}{m+1} + \frac{nby^n}{n+1} + \ldots;$$

mais QN étant $\frac{1}{2}$ PM $= \frac{1}{2}y$, il s'ensuit

$$BQ = a\left(\tfrac{1}{2}y\right)^m + b\left(\tfrac{1}{2}y\right)^n + \ldots,$$

$$PQ = PB - BQ = ay^m\left(1 - \frac{1}{2^m}\right) + by^n\left(1 - \frac{1}{2^n}\right) + \ldots.$$

Cela posé, pour qu'on ait PQ = PS, quel que soit y, il faut que

$$1 - \frac{1}{2^m} = \frac{m}{m+1}, \quad 1 - \frac{1}{2^n} = \frac{n}{n+1}, \ldots,$$

d'où il suit

$$2^m = 1 + m, \quad 2^n = 1 + n, \ldots.$$

Mais chacune de ces équations ne donnant de valeurs réelles que $m = 0$, $m = 1$, $n = 0$, $n = 1$, en employant l'une et l'autre de ces valeurs, on ne trouvera que $x' = a + by$, équation de la ligne droite.

4° La manière dont la population se compose suivant les âges, ou la *loi de la population*, résulte aussi des constructions et des formules indiquées ci-dessus; car la somme de tous les nombres de la Table, depuis un âge donné AP jusqu'à la fin, est représentée par l'aire curviligne PMB, exprimée en nombres.

En effet, le nombre des naissances annuelles étant exprimé par N, si on les suppose également distribuées sur chaque instant de l'année, on aura

$$\frac{N}{\frac{1}{dx}} = N\,dx$$

pour celles qui répondent à l'instant dx; dans les suivants, le nombre des vivants étant réduit à y', y'', etc., on aura

$$\frac{N\,dx\,.\,y'}{N} = y'\,dx, \quad \frac{y'\,dx\,.\,y''}{y'} = y''\,dx, \ldots \quad (118),$$

et par conséquent

$$N\,dx + y'\,dx + y''\,dx + \ldots = \int y\,dx.$$

Il suit de là que l'ordonnée qui divise en deux parties égales l'aire ACB indique l'âge au-dessous et au-dessus duquel sont comprises les deux moitiés de la population.

En appliquant cette remarque à la *fig.* 1, on verra l'immense avantage que la population des campagnes de la Suisse a sur les deux autres, par rapport à cette circonstance.

5° On peut demander encore *quel est l'âge moyen de la population*, c'est-à-dire celui qui s'obtient en divisant la somme des âges de tous les individus par le nombre de ces individus. Suivant cette définition, xy étant la somme des âges de y individus de l'âge x, il viendra, pour les âges x', x'', x''', etc., l'expression

$$\frac{x'y' + x''y'' + x'''y''' + \ldots}{y' + y'' + y''' + \ldots}.$$

Multipliant les deux termes par dx, et passant aux intégrales, le nombre cherché sera exprimé par la formule

$$\frac{\int xy\,dx}{\int y\,dx},$$

les intégrales ayant pour limites celles des âges que l'on embrasse.

On voit qu'il est égal à l'abscisse du centre de gravité du segment de courbe correspondant à ces âges.

La différence entre l'âge moyen et la durée de la vie moyenne est facile à saisir lorsque la ligne de mortalité est droite; car alors le centre de gravité est au tiers de AB (*fig.* 5), à partir du point A, et la vie probable répond à la moitié.

6° Le rapport de l'ordonnée d'une courbe PM (*fig.* 6) à la sous-tangente PT, ou le coefficient différentiel $\frac{dy}{dx}$, exprimant la limite du rapport des changements de l'ordonnée à ceux de l'abscisse, indique la tendance plus ou moins grande de cette courbe, dans chacun de ses points, à se rapprocher de l'axe des abscisses, et peut servir à mesurer, dans la courbe de mortalité, la tendance à mourir relative à chaque âge; le rapport inverse, celui de PT à PM ou $\frac{dx}{dy}$, mesurant l'effet contraire, pourra être appelé la *vitalité* de chaque âge.

Sur le n° **127**, page 204.

1° Si l'on conçoit que la rente s se paye par portions égales à $s\,dx$, x désignant le temps écoulé depuis l'origine du placement, qu'on représente par z la probabilité que l'individu qui l'a fait existera au bout du temps x, enfin que, pour abréger, on fasse $1+t=q$, la somme $s\,dx$, rapportée à l'origine de ce temps, et multipliée par la probabilité de la payer, deviendra

$$\frac{sz\,dx}{q^x}, \quad \text{d'où} \quad S = s\int\frac{z\,dx}{q^x};$$

et l'intégrale devra être prise depuis $x=0$ jusqu'à l'âge le plus avancé de la Table de mortalité.

Ce qui précède suppose qu'on ait l'expression analytique de la loi de mortalité, ou l'équation de la courbe qui représente cette loi (**112**). Soit $y=f(x)$ cette équation, y étant le nombre de vivants à l'âge x compté depuis la naissance; pour transporter l'origine des x à l'âge a, il suffira d'écrire $a+x$, au lieu de x, ce qui donnera $y=f(a+x)$; or, le nombre des vivants de l'âge a étant $f(a)$, on aura

$$z=\frac{f(a+x)}{f(a)} \quad \text{et} \quad S=\frac{s}{f(a)}\int\frac{dx\,f(a+x)}{q^x}.$$

On peut laisser partir la variable x de la naissance, en écrivant seulement q^{x-a}, au lieu de q^x, et la formule ci-dessus devient

$$S=\frac{s}{f(a)}\int\frac{dx\,f(x)}{q^{x-a}},$$

l'intégrale étant prise depuis $x=a$ jusqu'à la fin de la Table de mortalité.

2° Si la rente ne devait commencer à courir qu'un nombre n d'années après l'époque du placement, a étant l'âge auquel il s'est fait, la valeur du capital serait encore

$$S=\frac{s}{f(a)}\int\frac{dx\,f(x)}{q^{x-a}};$$

mais l'intégrale ne devrait commencer qu'à $x = a + n$, parce qu'il faut en retrancher toute la partie qui précède le premier payement de la rente.

L'application de ces expressions, soit à la formule de Lambert, soit à l'hypothèse de Moivre, rapportées dans le n° 112, est trop facile pour s'y arrêter : je me bornerai donc à faire observer que l'introduction de la loi de continuité, distribuant les décès et les payements sur tous les instants de l'âge, convient mieux que toute autre hypothèse au cas où le banquier s'engage à payer aux héritiers la portion de rente échue depuis le décès du rentier; mais elle change un peu le produit de l'intérêt de l'argent, parce que, dans la pratique, on n'obtient pas, pour de petits intervalles de temps, l'intérêt composé, mais l'intérêt simple.

3° En substituant les différences aux différentielles, on mettra tel intervalle qu'on voudra entre les payements; car alors on pourra calculer la somme de la suite des valeurs de l'expression

$$\frac{s\,\mathrm{f}(x)}{\mathrm{f}(a)\,q^{x-a}},$$

à partir de $x = a$, en faisant croître x de la différence h assignée pour l'intervalle de deux payements. Cette somme dépend, comme on sait, de l'intégrale

$$\frac{1}{\mathrm{f}(a)}\,\Sigma\,\frac{s\,\mathrm{f}(x)}{q^{x-a}},$$

et l'on obtiendrait son développement par la série sommatoire d'Euler, citée p. 279, en y faisant $u = \frac{s\,\mathrm{f}(x)}{\mathrm{f}(a)\,q^{x-a}}$. C'est à peu près ainsi que Laplace traite ce sujet dans la *Théorie analytique des Probabilités*, p. 426.

On pourrait aussi résoudre, par des constructions géométriques, les questions relatives aux rentes, en combinant avec la courbe de mortalité la logarithmique au moyen de laquelle on représente la marche de l'intérêt de l'argent : c'est ce qu'a fait M. Duvillard, dans ses *Recherches sur les Emprunts*.

Sur le n° **154**, p. 247.

La formule de cet article revient à

$$\frac{\int x^p \, dx \, (1-x)^q}{\int x^p \, dx \, (1-x)^q + \int x^q \, dx \, (1-x)^p},$$

les intégrales étant prises depuis $x = a$ jusqu'à $x = b$.

Quand $a = \frac{1}{2}$ et $b = 1$, on peut changer $\int x^q \, dx \, (1-x)^p$ en $\int x^p \, dx \, (1-x)^q$, pourvu qu'on prenne cette dernière depuis $x = 0$ jusqu'à $x = \frac{1}{2}$; car si l'on fait $x = 1 - z$, il vient

$$\int x^q \, dx \, (1-x)^p = -\int z^p \, dz \, (1-z)^q,$$

entre les limites $z = \frac{1}{2}$, $z = 0$, et, par conséquent, $\int z^p \, dz \, (1-z)^q$ ou $\int x^p \, dx \, (1-x)^q$, lorsqu'on renverse les limites, c'est-à-dire qu'on intègre depuis $x = 0$ jusqu'à $x = \frac{1}{2}$.

Dans ce cas, le dénominateur de la probabilité indiquée ci-dessus, devenant la somme des valeurs de la même intégrale $\int x^p \, dx \, (1-x)^q$, prise d'abord depuis $x = \frac{1}{2}$ jusqu'à $x = 1$ et ensuite depuis $x = 0$ jusqu'à $x = \frac{1}{2}$, est la même chose que l'intégrale entière, depuis $x = 0$ jusqu'a $x = 1$: la probabilité dont il s'agit revient donc à

$$\frac{\int x^p \, dx \, (1-x)^q}{\int x^p \, dx \, (1-x)^q},$$

l'intégrale du numérateur étant prise depuis $x = \frac{1}{2}$ jusqu'à $x = 1$, et celle du dénominateur depuis $x = 0$ jusqu'à $x = 1$. C'est précisément l'expression que donne Laplace, p. 33 du *Supplément* qu'il vient d'ajouter à sa *Théorie analytique des Probabilités* (en 1817), et qui n'avait pas encore paru lors de la première impression de l'article auquel se rapporte ce qui précède.

Sur le n° **162**, page 261.

1° Pour introduire la continuité dans les erreurs, il faut les représenter par une variable t, ne recevant que des accroissements infiniment petits. Observant ensuite que, le nombre des erreurs possibles étant infini dans cette supposition, la proba-

bilité de chacune de ces erreurs doit être infiniment petite, on pourra l'exprimer par $y\,\mathrm{d}t$, y désignant une fonction donnée de t. Cela posé, le polynôme indiqué dans le n° 161 sera remplacé par la somme des valeurs consécutives que prend la fonction $yx^t\mathrm{d}t$ lorsqu'on donne à x toutes les valeurs comprises depuis $t=-a$ jusqu'à $t=b$, si telles sont les limites assignées aux plus grandes erreurs possibles, négativement et positivement, ce qui revient à l'intégrale $\int yx^t\mathrm{d}t$, prise entre les mêmes limites par rapport à la variable t, la quantité x étant d'ailleurs constante et indéterminée.

Si n désigne toujours le nombre des observations, il faudra considérer le développement de la fonction $(\int yx^t\mathrm{d}t)^n$, ordonné suivant les puissances de x, et le terme affecté de x^z donnera la probabilité que z sera l'erreur de la somme des observations.

Si l'on ne veut assigner à cette erreur que des limites r et s, considérant ici la valeur de z comme passant par tous les degrés de grandeur compris entre ces limites, il faudra multiplier par $\mathrm{d}z$ la probabilité trouvée et intégrer entre les limites $z=r$, $z=s$.

C'est ainsi que Lagrange a traité cette question dans le Mémoire cité p. 258; ses dénominations sont a au lieu de x, x au lieu de t, ce qui donne la formule $\int ya^x\mathrm{d}x$ (p. 225 du Mémoire cité), du développement de laquelle il s'était précédemment occupé.

2° En reprenant ce sujet, dans la *Théorie analytique des Probabilités*, Laplace a donné aux mêmes calculs une forme très-élégante. D'abord il a substitué à la quantité x du n° 160 l'exponentielle $e^{\varpi\sqrt{-1}}$, ce qui change une puissance quelconque x^m en

$$e^{m\varpi\sqrt{-1}} = \cos m\varpi + \sqrt{-1}\sin m\varpi,$$

et donne, pour le cas où les erreurs, supposées également probables, sont les nombres entiers compris entre $-n$ et $+n$,

$$\begin{aligned}&\cos(-n\varpi)+\ldots+\cos(-\varpi)+\cos 0+\cos\varpi+\ldots+\cos n\varpi\\&+\sqrt{-1}\,[\sin(-n\varpi)+\ldots+\sin(-\varpi)+\sin 0+\sin\varpi+\ldots+\sin n\varpi]\\&=1+2\cos\varpi+2\cos 2\varpi+\ldots+2\cos n\varpi;\end{aligned}$$

alors le nombre des observations étant désigné par s, le terme

indépendant de $\cos\varpi$ dans le développement de

$$(1 + 2\cos\varpi + 2\cos 2\varpi + \ldots + 2\cos n\varpi)^f,$$

et divisé par $2n+1$, exprimera la probabilité que la somme des observations est exacte.

Ayant construit des formules pour obtenir par approximation les intégrales des fonctions de grands nombres, Laplace transforme en une intégrale le terme cherché, et voici comment : si l'on effectuait le développement de la puissance indiquée, le résultat pourrait être mis sous la forme

$$A + A'\cos\varpi + A''\cos 2\varpi + \ldots;$$

en le multipliant par $d\varpi$ et l'intégrant, on aurait

$$A\varpi + A'\sin\varpi + \tfrac{1}{2}A''\sin 2\varpi + \ldots;$$

et prenant l'intégrale entre les limites o et π (ce π désignant la demi-circonférence), tous les termes s'évanouiraient à l'exception du premier qui donnerait $A\pi$: on a donc, entre les limites indiquées,

$$A = \frac{1}{\pi}\int d\varpi(1 + 2\cos\varpi + \ldots + 2\cos n\varpi)^f.$$

Dans le Mémoire que j'ai cité de M. Plana, il pose

$$(1 + 2\cos\varpi + \ldots + 2\cos n\varpi)^f = (2n+1)^f e^{-t^2},$$

et détermine ensuite la valeur de $d\varpi$, ce qui fait dépendre de l'intégrale $\int e^{-t^2}dt$ la recherche de A.

C'est aussi à la recherche d'un terme indépendant de ϖ qu'on ramène celle de la probabilité que la somme des erreurs des observations sera égale à une quantité donnée m, probabilité qui est le coefficient de x^m dans le développement de l'expression

$$(x^{-n} + \ldots + x^{-1} + 1 + x + \ldots + x^n)^f.$$

Pour cela, il faut observer que ce développement contiendra deux termes affectés, l'un de x^{-m}, l'autre de x^m, et ayant le même coefficient, qui deviendront indépendants de x lorsqu'ils seront multipliés, le premier par x^m et le second par x^{-m}; que, par conséquent, si l'on multiplie le développement dont il s'agit, d'abord par x^m, ensuite par x^{-m}, et qu'on prenne la moitié de

la somme des produits, le terme indépendant de x dans le résultat sera le terme cherché. Or, cette opération revient à multiplier ce même développement par

$$\frac{x^m + x^{-m}}{2} = \frac{e^{m\varpi\sqrt{-1}} + e^{-m\varpi\sqrt{-1}}}{2} = \cos m\varpi :$$

le terme cherché sera donc celui qui est indépendant de ϖ dans le développement de

$$\cos m\varpi (1 + 2\cos\varpi + \ldots + 2\cos n\pi)^f,$$

et par suite la valeur de l'intégrale

$$\int d\varpi \cos m\varpi (1 + 2\cos\varpi + \ldots + 2\cos n\pi)^f,$$

prise entre les limites 0 et π.

C'est dans l'ouvrage de Laplace qu'il faut voir comment cette analyse s'étend au cas où les erreurs ont toutes les valeurs possibles entre leurs limites avec une probabilité exprimée par une fonction de ces valeurs. Il entre alors trois intégrations successives dans les formules; mais ce qui précède suffit pour montrer à quel point ces recherches se compliquent; aussi tiennent-elles beaucoup de place dans la *Théorie analytique des Probabilités*, où, par des artifices d'analyse très-remarquables, l'auteur est venu à bout, dans les corrections combinées, d'éliminer la probabilité des erreurs qui est inconnue, en supposant seulement qu'elle décroît avec une grande rapidité à mesure qu'il s'agit d'erreurs plus fortes, ce qui est très-vraisemblable puisque la perfection des instruments et l'habileté des observateurs rendent fort petites les différences entre les diverses déterminations de la même quantité.

3° Enfin la recherche d'un milieu entre les observations et celle des centres de gravité ont une analogie qui ne doit pas être passée sous silence.

Il suit de ce qu'on a vu dans le n° 54 que le plus grand terme du développement de l'expression

$$(e_{-5}x^{-5} + e_{-4}x^{-4} + \ldots + e_0x^0 + \ldots + e_4x^4 + e_5x^5)^n \quad (161)$$

est celui dans lequel l'exposant n est partagé en parties proportionnelles aux probabilités

$$e_{-5}, \quad e_{-4}, \ldots, \quad e_0, \ldots, \quad e_4, \quad e_5,$$

c'est-à-dire que les exposants de chacune de ces lettres sont respectivement

$$ne_{-5},\quad ne_{-4},\ldots\quad ne_0,\ldots,\quad ne_4,\quad ne_5;$$

celui de x sera, par conséquent,

$$-ne_{-5}\times 5-ne_{-4}\times 4-\ldots+ne_0\times 0+\ldots+ne_4\times 4+ne_5\times 5;$$

et, comme il exprime l'erreur la plus probable de la somme des observations, l'erreur de la moyenne sera

$$-e_5\times 5-e_4\times 4-\ldots+e_0\times 0+\ldots+e_4\times 4+e_5\times 5,$$

c'est-à-dire la somme des diverses erreurs multipliées respectivement par leur probabilité, ce qui exprime aussi la valeur moyenne des erreurs. Mais si l'on représente par a, b, c,..., le nombre des cas qui amènent chaque erreur et que les grandeurs de celles-ci soient p, q, r,..., on aura pour l'erreur moyenne

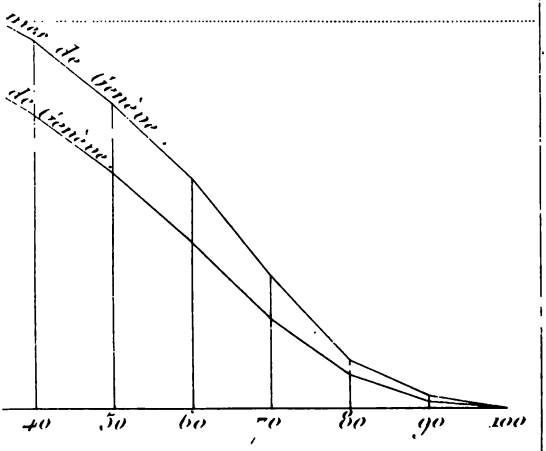
$$\frac{ap}{a+b+c+\ldots}+\frac{bq}{a+b+c+\ldots}+\frac{cr}{a+b+c+\ldots}+\ldots$$
$$=\frac{ap+bq+cr+\ldots}{a+b+c+\ldots};$$

en sorte que si, comme l'a remarqué Lagrange, on prend sur une droite, à partir de l'une de ses extrémités, des intervalles p, q, r,..., à chacun desquels on suspende les poids a, b, c,..., la valeur moyenne donnera la position du centre de gravité de ces poids.

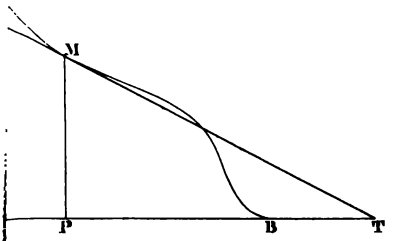
Si l'on suppose que les observations soient susceptibles de toutes les erreurs possibles entre des limites données et que la loi des probabilités de ces erreurs soit connue, on portera sur une ligne droite, prise pour axe, des abscisses qui marqueront les erreurs, on élèvera des ordonnées proportionnelles à leur probabilité, et l'abscisse du centre de gravité du segment de cette courbe compris entre les limites données sera l'erreur moyenne ou la correction du milieu. Elle sera nulle si, la courbe étant symétrique pour les abscisses positives et négatives, le centre de gravité tombe sur l'axe des ordonnées. Ceci est entièrement semblable à ce qu'on a vu p. 301 pour la détermination de l'âge moyen dans une population.

FIN.

2



6



LIBRAIRIE GAUTHIER-VILLARS ET FILS,

QUAI DES GRANDS-AUGUSTINS, 55, A PARIS.

BERTRAND (J.-L.), de l'Académie française, Secrétaire perpétuel de l'Académie des Sciences. — **Calcul des Probabilités.** 1 vol. in-8°, 1889.

BOUASSINESQ (J.), Membre de l'Institut, Professeur de Mécanique physique à la Faculté des Sciences de Paris. — **Cours élémentaire d'Analyse infinitésimale.** À l'usage des personnes qui cultivent cette science et ses applications mécaniques et physiques. 2e édition, 2 vol. in-8°, 1890.

Un seul séparément :

Tome I. — *Calcul différentiel.*

Partie élémentaire (pour les Élèves des Écoles industrielles), 1887 ..... 7 fr.
Complément, 1890 ..... 15 fr.

Tome II. — *Calcul intégral.*

Partie élémentaire (pour les Élèves des Écoles industrielles), 1890 ..... 7 fr.
Complément, 1890 ..... 15 fr.

DUHAMEL. — **Des Méthodes dans les sciences de raisonnement**, 3e édition, 1889 ..... 27 fr.

Ier Partie : *Des méthodes communes à toutes les sciences de raisonnement.* 5e édition, in-8°, 1885 ..... 10 fr.

IIe Partie : *Applications des Méthodes à la science des nombres et à la science de l'étendue.* 2e édition, in-8, avec figures, 1877 ..... 7 fr.

IIIe Partie : *Application de la science des nombres à la science de l'étendue.* 2e édition, in-8, avec figures, 1884 ..... 7 fr.

IVe Partie : *Application des Méthodes générales à la science du mouvement.* 2e édition, in-8, avec figures, 1886 ..... 7 fr.

Ve Partie : *Essai d'une application des Méthodes à la science de l'homme moral.* 2e édition, in-8, 1887 ..... 10 fr.

JORDAN (Camille), Membre de l'Institut, Professeur à l'École Polytechnique. — **Cours d'Analyse de l'École Polytechnique.** Trois vol. in-8, avec figures, se vendant séparément :

Tome I. — Calcul différentiel. 3e édition, entièrement refondue, 1892. Prix pour les souscripteurs ..... 7 fr.
Le premier fascicule, contenant 288 pages, a paru.

Tome II. — *Calcul intégral (Intégrales définies et indéfinies)*, 1894 ..... 15 fr.

Tome III. — Calcul intégral (*Équations différentielles*) ..... 15 fr.

PICARD (Émile), Membre de l'Institut, Professeur à la Faculté des Sciences. — **Traité d'Analyse** (Cours de la Faculté des Sciences). Quatre vol. in-8, se vendant séparément.

FEB - 1 1943